

**Santiago Cerviño López**

**ESTUDIO DE  
LA INCERTIDUMBRE ASOCIADA A  
LOS MÉTODOS DE EVALUACIÓN DE LAS  
POBLACIONES DE PECES**



**Tesis Doctoral**

**Universidad de Vigo  
Departamento de Ecología y Biología Animal**

---

**D. Antonio Rudesindo Vázquez Rodríguez**, Colaborador Científico del Instituto de Investigaciones Marinas (Consejo Superior de Investigaciones Científicas)

**Autoriza** la presentación de la memoria adjunta, titulada *Estudio de la Incertidumbre Asociada a los Métodos de Evaluación de las Poblaciones de Peces*, realizada por D. Santiago Cerviño López bajo su dirección, para optar al grado de Doctor en Biología.

Y para que así conste, se expide el presente certificado en Vigo, en junio de 2004.

Antonio Rudesindo Vázquez Rodríguez

---



---

## **Agradecimientos**

Una tesis doctoral requiere la colaboración de un gran número de personas y medios, sin los cuales no sería posible llegar a buen puerto. Si además depende de un muestreo tan complejo como el utilizado en este estudio, la cantidad de personas implicadas es tan grande que resulta imposible mencionarlas a todas.

De las 14 campañas cuyos resultados se aplicaron en este trabajo, tuve la oportunidad de participar en 8, todas ellas en el *Cornide de Saavedra*. Para cada campaña, que dura aproximadamente un mes, son necesarias unas 50 personas entre tripulación y personal científico. A todas ellas muchas gracias.

A Antonio Vázquez le agradezco la confianza depositada para sacar adelante este trabajo. Él me inició en el mundo de las pesquerías, me dió la oportunidad de participar en las campañas Flemish Cap y gracias a él pude asistir a grupos de trabajo, tanto en ICES como en NAFO. Sin la formación que aportaron estas actividades este trabajo no habría sido posible. Además, su capacidad de análisis matemático fue fundamental para resolver algunos problemas que yo sólo no habría resuelto.

Xabier Paz y Lorenzo Motos fueron mis compañeros-iniciadores en el trabajo de evaluación en el Grupo del Ártico. Lorenzo me introdujo en la aplicación práctica de los métodos de evaluación que se usan en ICES. La idea que se desarrolla en el segundo capítulo, sobre el efecto de la época en que se realiza una campaña, surgió de una conversación con él respecto al bacalao del Ártico.

A internet le debo muchas cosas, la mejor de ellas la posibilidad de intercambiar opiniones con las personas que firman algunos de los trabajos citados en el estudio, como Laurence Kell o Chris Darby. Kell siempre respondió rápidamente a mis dudas y además introdujo nuevas salidas en el modelo que se usa en los capítulos II y III, para adaptarlo a mis necesidades. Los comentarios de Chris sobre los problemas del ajuste del modelo con el bacalao de Flemish fueron de gran ayuda.

El trabajo se realizó en el equipo de Pesquerías Lejanas del Instituto de Investigaciones Marinas y en mayor o menor medida todos mis compañeros me ayudaron a llegar hasta el final. A Germán tengo que agradecerle la lectura final del texto; sus sugerencias y comentarios ayudaron a mejorar claramente el resultado final. A Fran tengo que agradecerle su disposición para ayudar, especialmente con los problemas informáticos que tanto me atormentaron. A Rosa su comprensión. A todos su apoyo y su compañerismo durante los 7 años que trabajé en este equipo.

---

---

He tenido la suerte de contar con la biblioteca del IIM y con la colaboración de todo su equipo. Sin la disposición de Marigel para resolver problemas bibliográficos muchas de las dudas que surgieron a lo largo del trabajo todavía estarían sin resolver.

A Sonsoles López tengo que agradecerle la corrección final del texto. Para una persona de letras, leer hasta el final y sin desfallecer un texto como éste es doblemente meritorio.

Este estudio se realizó al amparo de varios proyectos financiados por la UE que tenían por fin el estudio de las poblaciones explotadas en Flemish Cap. En estos proyectos colaboraron el Instituto de Investigaciones Marinas (IIM), el Instituto Español de Oceanografía (IEO), el Instituto Portugués de la Pesca y del Mar (IPIMAR) y el Instituto Tecnológico, Pesquero y Alimentario (AZTI).

Agradezco a *The M. C. Escher Company* el permiso para usar las ilustraciones de la portada (*Depth*) y de la primera página (*Fish and Scales*)<sup>1</sup>. M. C. Escher nunca supo si su trabajo pertenecía al mundo del arte o al de las matemáticas; a mi me pasa algo parecido si sustituimos arte por biología. Por este motivo sus ilustraciones de peces me parecieron muy adecuadas.

Por último a mis amigos, que me apoyaron, me animaron, me empujaron, me dieron la razón incluso sin tenerla; me emborracharon y se emborracharon conmigo; me soportaron. Me comprendieron. A todos ellos, especialmente a Ana. Muchas gracias.

---

<sup>1</sup> All M.C. Escher works © 2004. The M.C. Escher Company - The Netherlands. All rights reserved. Used by permission.

---

---

## **Tabla de Contenidos**

### **1 INTRODUCCIÓN. LA INCERTIDUMBRE Y LA REGULACIÓN DE PESQUERÍAS**

<b>1.1</b>	<b>LA IMPORTANCIA DE LA PESCA EN EL MUNDO</b>	<b>3</b>
<b>1.2</b>	<b>LA GESTIÓN DE LOS RECURSOS PESQUEROS</b>	<b>4</b>
<b>1.3</b>	<b>LA INVESTIGACIÓN PESQUERA Y LA INCERTIDUMBRE</b>	<b>6</b>
1.3.1	EVALUACIÓN DE PESQUERÍAS	6
1.3.2	LOS MODELOS Y LOS DATOS	6
1.3.3	INCERTIDUMBRE: FUENTES Y CUANTIFICACIÓN	8
<b>1.4</b>	<b>LA PESQUERÍA DE BACALAO DE FLEMISH CAP COMO EJEMPLO</b>	<b>10</b>
<b>1.5</b>	<b>OBJETIVOS</b>	<b>11</b>
1.5.1	CAPÍTULO I. INCERTIDUMBRE EN LOS ÍNDICES DE ABUNDANCIA POR EDAD	11
1.5.2	CAPÍTULO II. SENSIBILIDAD DEL MODELO: EL XSA	12
1.5.3	CAPÍTULO III: INCERTIDUMBRE EN EL ESTADO DEL BACALAO DE FLEMISH	12

### **2 CAPÍTULO I. INCERTIDUMBRE EN LOS ÍNDICES DE ABUNDANCIA POR EDAD**

<b>2.1</b>	<b>INTRODUCCIÓN.</b>	<b>17</b>
2.1.1	PAPEL DE LOS ÍNDICES DE ABUNDANCIA EN LA GESTIÓN DE PESQUERÍAS.	17
2.1.2	INCERTIDUMBRE EN LA ESTIMACIÓN DE LA ABUNDANCIA	18
2.1.2.1	Variabilidad interanual: estandarización del muestreo y capturabilidad	19
2.1.2.2	Variabilidad anual: fuentes de error y su cálculo	20
2.1.3	EL <i>BOOTSTRAP</i> COMO ALTERNATIVA	23
<b>2.2</b>	<b>MATERIAL Y MÉTODOS</b>	<b>25</b>
2.2.1	DATOS: CAMPAÑA FLEMISH CAP. BACALAO DE FLEMISH.	25
2.2.1.1	Descripción de Flemish Cap	25
2.2.1.2	Descripción de la campaña	26
2.2.1.3	Muestreo de capturas	28
2.2.1.4	Descripción de la población de bacalao	29
2.2.1.5	Cálculo de abundancia por el método de área barrida	30
2.2.2	MÉTODOS <i>BOOTSTRAP</i>	31
2.2.2.1	Estadísticos para comparaciones	36
2.2.2.2	El error en estimadores <i>bootstrap</i>	38
2.2.3	MÉTODO <i>BOOTSTRAP</i> APLICADO AL CÁLCULO DE LA ABUNDANCIA POR EDAD DEL BACALAO DE FLEMISH CAP	40
2.2.3.1	El <i>bootstrap</i> en los tres niveles de muestreo	41
2.2.3.2	Algoritmo del cálculo <i>bootstrap</i> del índice de abundancia por edad	42
2.2.3.3	El generador de números aleatorios	44
2.2.3.4	Número mínimo de iteraciones <i>bootstrap</i> ( <i>pseudocampañas</i> )	46
2.2.4	SIMULACIONES	48
2.2.4.1	Simulaciones para validar el método y cuantificar la variabilidad del muestreo de las capturas (tallas y edades)	48
2.2.4.2	Simulaciones para el análisis de diseños de muestreo alternativos.	49

---

---

<b>2.3</b>	<b>RESULTADOS Y DISCUSIÓN</b>	<b>50</b>
2.3.1	ANÁLISIS DE LOS RESULTADOS	50
2.3.1.1	Comparación entre el método <i>bootstrap</i> y el analítico	50
2.3.1.2	Intervalos de confianza	54
2.3.1.3	La matriz de covarianzas. Implicación en modelos de evaluación estructurados por edades.	56
2.3.1.4	Valoración de las distintas fuentes de variabilidad: aplicación selectiva de las 3 etapas de remuestreo	62
2.3.2	APLICACIÓN DEL MÉTODO A LA MEJORA DEL DISEÑO DEL MUESTREO	67
2.3.2.1	Simulaciones sobre la eficacia de la estratificación.	67
2.3.2.2	Simulaciones sobre la eficacia de la duración de las pescas	73
<b>3</b>	<b><i>CAPÍTULO II. EL XSA (EXTENDED SURVIVORS ANALYSIS), ANÁLISIS DE SENSIBILIDAD</i></b>	<b>79</b>
<b>3.1</b>	<b>INTRODUCCIÓN</b>	<b>81</b>
3.1.1	LA EVALUACIÓN DE PESQUERÍAS Y LOS MODELOS	81
3.1.2	LOS MODELOS MATEMÁTICOS Y SU PAPEL EN PESQUERÍAS	82
3.1.3	HISTORIA DE LOS MODELOS APLICADOS A LA EVALUACIÓN DE PESQUERÍAS	85
3.1.4	LA INCERTIDUMBRE: TIPOS Y MÉTODOS DE CUANTIFICACIÓN	89
3.1.5	EL XSA: DESCRIPCIÓN Y SUPUESTOS	93
3.1.5.1	La ecuación de capturas y el análisis de cohortes	94
3.1.5.2	La capturabilidad	96
3.1.5.3	Descripción y algoritmo de cálculo	96
3.1.5.4	Origen de la incertidumbre en el XSA	99
3.1.6	OBJETIVOS	101
<b>3.2</b>	<b>MATERIAL Y MÉTODOS: COMPORTAMIENTO DEL XSA BAJO SIMULACIÓN</b>	<b>103</b>
3.2.1	INTRODUCCIÓN	103
3.2.2	EL MODELO DE SIMULACIÓN	104
3.2.2.1	La población simulada	105
3.2.2.2	El muestreo	107
3.2.2.3	El modelo de evaluación	108
3.2.3	EXPERIMENTOS Y SIMULACIONES	109
3.2.3.1	Aumento de error en los índices.	109
3.2.3.2	Cambios en la capturabilidad.	110
3.2.3.3	Efecto de las distintas épocas de realización de la campaña.	112
3.2.4	PARÁMETROS ANALIZADOS	113
<b>3.3</b>	<b>RESULTADOS: CUANTIFICACIÓN DE LA INCERTIDUMBRE MEDIANTE SIMULACIÓN</b>	<b>116</b>
3.3.1	EFFECTO DEL AUMENTO DEL ERROR DE LOS ÍNDICES DE ABUNDANCIA SOBRE LOS RESULTADOS	116
3.3.1.1	Errores en la estimación de sobrevivientes	119
3.3.1.2	Distribución de los errores por año y edad	120
3.3.2	EFFECTO DEL CAMBIO EN LA CAPTURABILIDAD SOBRE EL AJUSTE DEL XSA	123
3.3.3	EFFECTO DE LA ÉPOCA EN QUE SE REALIZA LA CAMPAÑA	127
<b>3.4</b>	<b>DISCUSIÓN</b>	<b>131</b>
3.4.1	EFFECTO DEL AUMENTO DEL ERROR DE LOS ÍNDICES DE ABUNDANCIA Y PAPEL DEL SHRINKAGE	132
3.4.2	EFFECTO DEL CAMBIO DE CAPTURABILIDAD Y LA FUNCIÓN DE REDUCCIÓN DE PESOS SOBRE LA ESTABILIDAD DEL MODELO	134

---

---

3.4.3	EFFECTO DE LA ÉPOCA DE REALIZACIÓN DE LA CAMPAÑA	137
3.4.4	LIMITACIONES DE LOS RESULTADOS	137
<b>4</b>	<b><u>CAPÍTULO III. INCERTIDUMBRE EN LA EVALUACIÓN DEL BACALAO DE FLEMISH CAP</u></b>	<b>139</b>
<b>4.1</b>	<b>INTRODUCCIÓN</b>	<b>141</b>
4.1.1	EL CONSEJO CIENTÍFICO Y EL PLANTEAMIENTO DE PRECAUCIÓN	141
4.1.1.1	Sobrepesca y Puntos de Referencia (PR)	142
4.1.1.2	Gestión bajo incertidumbre	148
4.1.2	HISTORIA DE LA EVALUACIÓN DEL BACALAO DE FLEMISH.	153
4.1.3	LA ESTIMACIÓN DE LA INCERTIDUMBRE EN EL XSA	156
4.1.4	ANTECEDENTES, JUSTIFICACIÓN Y OBJETIVOS.	160
<b>4.2</b>	<b>MATERIAL Y MÉTODOS</b>	<b>162</b>
4.2.1	EXPLORACIÓN DE LOS DATOS	162
4.2.2	DESCRIPCIÓN DEL MODELO (DESCRIPCIÓN DEL MODELO ACTUAL DE EVALUACIÓN Y MODIFICACIONES PARA EL MODELO PROPUESTO)	165
4.2.3	DESCRIPCIÓN DE LOS MÉTODOS EMPLEADOS PARA EVALUAR LA INCERTIDUMBRE	174
4.2.3.1	Métodos de simulación de los índices de abundancia	175
4.2.3.2	Ajuste del modelo a los índices simulados	179
4.2.3.3	Estadísticos usados para la comparación de los distintos métodos	181
<b>4.3</b>	<b>RESULTADOS</b>	<b>184</b>
4.3.1	VARIABILIDAD EN LOS PARÁMETROS ESTIMADOS POR EL MODELO	184
4.3.2	INCERTIDUMBRE EN LAS VARIABLES DE INTERÉS EN LA GESTIÓN	190
<b>4.4</b>	<b>DISCUSIÓN</b>	<b>197</b>
4.4.1	SOBRE LA EVALUACIÓN DEL BACALAO DE FLEMISH: SU CALIDAD Y LA ESTIMACIÓN DE ERRORES	197
4.4.2	LA ESTRUCTURA DEL ERROR DE LOS ÍNDICES DE ABUNDANCIA Y SU EFECTO SOBRE LA INCERTIDUMBRE ASOCIADA A LA ABUNDANCIA POR EDAD DE LOS SOBREVIVIENTES	201
4.4.3	IMPLICACIONES DEL NUEVO MARCO DEL PLANTEAMIENTO DE PRECAUCIÓN EN LA EVALUACIÓN DEL BACALAO DE FLEMISH	202
4.4.4	SOBRE LA ESTIMACIÓN DE LA INCERTIDUMBRE MEDIANTE EL XSA	205
4.4.5	SOBRE LA VALIDEZ DE LOS DISTINTOS MÉTODOS BOOTSTRAP DE ESTIMACIÓN DE LA INCERTIDUMBRE	206
<b>4.5</b>	<b><u>EPÍLOGO</u></b>	<b>209</b>
<b>5</b>	<b><u>CONCLUSIONES</u></b>	<b>211</b>
<b>6</b>	<b><u>BIBLIOGRAFÍA</u></b>	<b>216</b>
<b>7</b>	<b><u>APÉNDICES</u></b>	<b>237</b>

---





---

---



---

## 1 Introducción. La incertidumbre y la regulación de pesquerías

*... probably all the great sea fisheries are inexhaustible: that is to say that nothing we do seriously affects the numbers of fish. And any attempt to regulate these fisheries seems consequently, from the nature of the case to be useless.*  
(Huxley, 1884)

---



## **1.1 La importancia de la pesca en el mundo**

La pesca supone una importante contribución a la salud económica y social de numerosos países. Según datos de la FAO (2002), aproximadamente 35 millones de personas están empleadas en actividades pesqueras y en los últimos años las capturas han oscilado entre 85 y 90 millones de toneladas produciendo un mercado anual de unos 40 000 millones de Euros.

A pesar de la enorme importancia social y económica de los recursos pesqueros, estos sufren el efecto combinado de la explotación excesiva y de la degradación ambiental (García y de Leiva, 2003). Después de 50 años de crecimiento de las capturas mundiales, la sostenibilidad de los recursos está siendo cuestionada y numerosos stocks están sobreexplotados; la FAO (2002) estimaba que el 47% de 441 stocks de los que se disponía de información estaban plenamente explotados, 18% sobreexplotados, 9% colapsados y 1% recuperándose. Este patrón también se ha sido observado por otros organismos en sus áreas, como el NMFS (National Marine Fisheries Service) de USA, que encontró que el 30 % de sus stocks estaban sobreexplotados (NMFS, 1999). O en aguas Europeas donde ICES estimó que en 2001, de los 118 stocks evaluados, sólo el 18% estaban dentro de sus límites biológicos seguros (ICES, 2003a) .

Existen numerosos ejemplos de fracaso en la gestión de pesquerías: la anchoveta de Perú, que superó una producción de 10 millones de toneladas anuales a finales de los años 60 y colapsó totalmente a principios de los 80; el arenque del Mar del Norte, que produjo unos rendimientos que oscilaron entre 0,3 y 1 millones de toneladas entre 1903 y 1965, y a principios de los 80 era una pesquería exhausta. Estos fracasos fueron atribuidos a la fragilidad de las especies pelágicas, a la inmadurez de la ciencia pesquera y al fallo en la aplicación de las medidas recomendadas (Hilborn y Walters, 1992). Pero éste no es el caso del bacalao de Terranova que pasó de producir sobre 1 millón de toneladas a finales de los años 60 para ir cayendo progresivamente hasta el colapso de principios de los 90, situación de la que todavía no se ha recuperado; tanto Canadá como NAFO tenían un proceso científico de seguimiento, evaluación y gestión bien desarrollado, y además, el bacalao no es considerada una especie particularmente sensible a la explotación (Hutchings y Myers, 1994; Walters y Maguirre, 1996; Shelton y Lilly, 2000). Con todos los medios humanos y económicos disponibles, no fue posible prever el colapso de esta población.

En todos estos ejemplos se combinan varias causas de fracaso, aunque dos son las principales: una es la dificultad biológica para detectar la sobreexplotación hasta que ésta es demasiado evidente y otra es la dificultad práctica, por motivos sociales y económicos, para reducir la presión pesquera aun cuando ya se sabe que esta reducción es necesaria (Hilborn y Walters, 1992). La combinación de estos dos fenómenos puede producir retrasos en la toma de decisiones, lo que hace que cuando éstas se apliquen pueda ser demasiado tarde. Aunque es frecuente que las decisiones de los gestores no sigan el consejo científico, también nos encontramos a veces con que el consejo científico no ha acertado a la hora de definir el estado del stock o los rendimientos óptimos; este segundo aspecto es el que más interesa en este trabajo.

## 1.2 La gestión de los recursos pesqueros

El objetivo principal de la gestión de las pesquerías es el uso sostenible a largo plazo de los recursos pesqueros (FAO, 1995); la dificultad de esta tarea consiste en conjugar dos objetivos antitéticos que son la imposibilidad de maximizar el rendimiento y al mismo tiempo minimizar el riesgo de sobrepesca. Los objetivos de gestión se pueden agrupar en 4 categorías: biológicas, ecológicas, económicas y sociales. Los objetivos biológicos y ecológicos pueden ser vistos como restricciones a los objetivos económicos y sociales ya que los beneficios que se puedan obtener de un stock estarán siempre limitados por su capacidad productiva (Cochrane, 2002).

Las dificultades técnicas y prácticas para mantener los stocks en sus niveles óptimos de producción, así como las experiencias de stocks colapsados han llevado al desarrollo de un protocolo para la gestión de los recursos renovables que se conoce como el Planteamiento de Precaución.

El Planteamiento de Precaución surge como una alternativa menos restrictiva que el llamado “Principio de Precaución”, formulado en los años 80 como respuesta a la necesidad de controlar la contaminación en el origen, incluso en ausencia de pruebas científicas que relacionen las emisiones con los efectos ambientales perjudiciales. El objetivo del “Principio de Precaución” era protegernos de daños ambientales irreversibles causados por la ignorancia y estaba pensado para problemas relacionados fundamentalmente con la contaminación industrial. Sin embargo, en la gestión de recursos naturales, dada la gran incertidumbre sobre su respuesta a la explotación, el Principio de Precaución puede ser demasiado riguroso ya que sugiere el fin de la explotación, a no ser que exista una certeza científica, que rara vez se da (Thomson y Mace, 1997). De alguna manera, el Principio se ve como algo opuesto a la presunción de inocencia en el plano jurídico: no se puede pescar hasta que se demuestre que la pesca no va a causar daños irreversibles. Esta interpretación tan rígida ha causado desconfianza sobre la aplicación del *Principio* a la gestión de pesquerías; era necesario buscar un planteamiento mas flexible ya que en lo que a recursos naturales se refiere nunca existirá una certeza científica absoluta y, además, la mayoría de las equivocaciones tienen una alta probabilidad de ser reversibles. Para Restrepo *et al.* (1999) el *Planteamiento de Precaución* es una relajación del *Principio* desarrollada para la gestión de recursos difíciles de controlar por ser insuficientemente conocidos y estar sujetos a cambios ambientales y humanos; pero que que pueden ser reversibles.

El origen del Planteamiento de Precaución se encuentra en la Declaración de Río (UN, 1992) que en su Principio 15 dice:

*“Para proteger el medio ambiente, el Planteamiento de Precaución deberá de ser aplicado por los estados. Donde haya riesgo de daños serios o irreversibles, la falta de conocimiento científico no será usada como una razón para retrasar la toma de medidas efectivas que nos protejan de la degradación ambiental”*

Tres son las principales iniciativas internacionales a partir de las cuales se desarrolla el Planteamiento de Precaución: la primera está representada por *El Código de Conducta para la Pesca Responsable* (FAO, 1995). Este es un acuerdo no vinculante que establece seis temas clave generales sobre la pesca responsable, en el que el Planteamiento de Precaución está prácticamente presente en todos ellos. Estos temas

son la gestión pesquera, las operaciones pesqueras, la acuicultura, la gestión integrada de recursos costeros, el comercio y la investigación. En segundo lugar, el *Acuerdo para la Aplicación de la Provisión de la Convención de las Naciones Unidas sobre la Ley del Mar del 10 de noviembre de 1982 respecto a la Conservación y Gestión de stocks Multinacionales y Altamente Migratorios* (UN, 1995), que en su Anexo II define conceptos como los puntos de referencia, que pueden ser de dos tipos: **de conservación o límites**, que establecen fronteras dentro de las cuales el stock se mantiene en sus límites biológicos seguros y puede producir el máximo rendimiento sostenible, y **de gestión o objetivo**, que como su nombre indica, están diseñados para conseguir los objetivos de gestión. Y, por último, la *Guía Técnica de FAO sobre el Planteamiento de Precaución aplicado a la pesca y a la introducción de especies* (FAO, 1996), que, agrupa los elementos del Planteamiento de Precaución en tres categorías: gestión, investigación y tecnología.

El Planteamiento de Precaución, por consiguiente, se aplica a todos los niveles del sistema pesquero e incluye numerosos aspectos de las pesquerías como pueden ser la planificación, gestión, investigación, tecnología, legislación, capturas, procesamiento, acuicultura, etc (Mace y Gabriel, 1999). La aplicación del Planteamiento de Precaución, poco a poco, fue incorporado por los organismos responsables, que fueron incluyendo las distintas recomendaciones en sus correspondientes marcos de gestión dando lugar a distintos puntos de vista sobre lo que es el Planteamiento de Precaución (ICCAT, 1999; ICES, 1997; Serchuk *et al.* (1997).

El Planteamiento de Precaución aporta, además, tres novedades fundamentales que son: la definición de sobrepesca mediante puntos de referencia límite y objetivo, la formulación de normas de control de capturas que estipulen a priori las acciones a tomar para prevenir la sobrepesca y recuperar los stocks sobrepescados, y la incorporación de la incertidumbre al consejo científico (Serchuk *et al.*, 1997; Restrepo *et al.*, 1999). Estos tres aspectos han sido tratados durante los últimos años en numerosas reuniones de trabajo organizadas por los organismos gestores (ICCAT, 1999; ICES, 1997a;1998; NAFO, 1997; 1998; 2000; 2003) y han sido los aspectos del Planteamiento de Precaución que más han cambiado el punto de vista sobre la evaluación y la presentación del consejo científico.

El Planteamiento de Precaución ha condicionado la investigación pesquera actual. La investigación es la base para determinar los puntos de referencia, evaluar el estado del stock y de la explotación, cuantificar la incertidumbre y valorar el riesgo asociado a las diferentes estrategias de explotación (FAO, 1996). El Planteamiento de Precaución, por lo tanto, ha alterado la manera de evaluar stocks y comunicar el consejo científico sobre el estado de las pesquerías ya que es necesario ser más cautos ante una mayor incertidumbre. Ahora ya no es suficiente con cuantificar el estado del stock o la tasa de mortalidad que produce el máximo rendimiento, sino que es necesario identificar las potenciales fuentes de incertidumbre y cuantificar su efecto sobre los parámetros de interés para la gestión e incluir esta incertidumbre en el consejo científico (NAFO, 1998).



## 1.3 La investigación pesquera y la incertidumbre

### 1.3.1 Evaluación de pesquerías

La evaluación de pesquerías es el proceso mediante el cual se confecciona la información biológica sobre el estado presente, pasado y futuro del stock con el fin de aconsejar a los gestores sobre el modo de regular las pesquerías para obtener los resultados deseados. Los gestores son los responsables de la sostenibilidad y productividad de los stock mientras que los evaluadores son los responsables de proporcionar la información necesaria para hacerlo posible. La evaluación de pesquerías es sólo uno de los componentes del apoyo a la gestión, pero es el que proporciona la principal base científica para su regulación. La evaluación de stocks es un elemento clave en el proceso ya que es usado para determinar si es necesario aumentar las restricciones a la pesca o, por el contrario, si es posible aumentar las oportunidades de pesca sin poner en riesgo la sostenibilidad del recurso. Las organizaciones responsables de la gestión usan los resultados de la evaluación científica para diseñar y aplicar las reglas que regirán la explotación de las poblaciones bajo su jurisdicción.

Desde una perspectiva de la dinámica de poblaciones el objetivo de gestión es simple. Para que un stock sea sostenible las capturas deben de equilibrarse, en término medio con la capacidad productiva del stock que incluye mortalidad natural, crecimiento individual y reclutamiento (Haddon, 2001). Aunque los objetivos de la evaluación varían dependiendo de los organismos gestores, de un modo general, y según NMFS (1998), se podrían resumir en cuatro: establecer el estado del stock y de la explotación y su relación con los puntos de referencia; proporcionar una relación histórica de capturas, abundancia y tasas de explotación; combinar de estado actual del stock con su dinámica para estudiar su evolución a corto, medio y largo plazo y, por último, analizar las alternativas de gestión. En NAFO, sin embargo, tras la aceptación del Planteamiento de Precaución, se añadió al papel de los científicos el cálculo de los puntos de referencia límite y sus márgenes de seguridad, la descripción y caracterización de la incertidumbre y la realización de análisis de riesgos (NAFO, 1998).

Una característica clave de la evaluación bajo el Planteamiento de Precaución es la incertidumbre. La incertidumbre surge por la incapacidad para medir el sistema con precisión debido a un conocimiento incompleto de los factores que afectan a la dinámica de la población (Quinn y Deriso, 1999). En todo el proceso de evaluación se generan errores, y éstos deben de incorporarse al consejo científico; tratar los resultados de la evaluación como exactos o infravalorar la incertidumbre puede conducir a la aparición de situaciones fuera del rango predicho por el consejo científico lo que puede causar una importante pérdida de credibilidad del estamento científico (Patterson *et al.*, 2001). La provisión del consejo científico para que la incertidumbre sea identificada y cuantificada es un requisito que se está convirtiendo poco a poco en un estándar en la evaluación de pesquerías bajo el Planteamiento de Precaución (NAFO, 1998).

### 1.3.2 Los modelos y los datos

La necesidad de expresar la evaluación de un modo cuantitativo se resuelve mediante el uso de modelos que nos permiten ajustar la información disponible a las posibles

concepciones sobre el comportamiento dinámico de las poblaciones explotadas. Un modelo es una representación simplificada de la naturaleza que nos permite explicar sistemas complejos donde varios procesos operan simultáneamente; el conjunto de ecuaciones que representan los procesos en los que estamos interesados es lo que llamamos un modelo matemático (Burgman *et al.*, 1993). Los estudios de modelos aplicados a la evaluación de pesquerías son muy numerosos, una lista íntegra sería demasiado extensa, aunque algunos de las obras más completas y conocidas son las escritas por Beverton y Holt (1957), Ricker (1975), Gulland (1983), Hilborn y Walters (1992), Quinn y Deriso (1999), a través de los cuales se puede seguir la evolución de los modelos cuantitativos sobre dinámica de poblaciones y los métodos de evaluación de pesquerías. En los dos últimos textos mencionados, un aspecto que cobra importancia respecto a los anteriores es la identificación y cuantificación de la incertidumbre asociada al consejo científico. En este aspecto, otros dos textos han sido de gran ayuda en el diseño y programación de métodos para la cuantificación de la incertidumbre usados en este trabajo, éstos son los escritos por Haddon (2001) y Lassen y Medley (2001).

Las fuentes de alimentación de los modelos son los datos. Los datos necesarios para evaluar el estado de un stock son de dos tipos: dependientes de la pesca e independientes de la pesca (NMFS, 1998). Los datos provenientes de la pesca incluyen las capturas y el esfuerzo. Las *capturas* cuantifican la totalidad de los individuos eliminados del stock y deben de incluir las capturas rechazadas o descartes; se expresan en número o en biomasa, y pueden considerar o no la estructura de la población, bien sea mediante distribuciones de tallas o de edades. El *esfuerzo* es una medida de la actividad pesquera que se expresa en distintas unidades dependiendo del tipo de arte empleado (tiempo o área barrida para el arrastre, longitud para el enmalle, número de anzuelos para los palangres, etc.). Las capturas y los esfuerzos son la mínima información necesaria para modelar la respuesta dinámica de un stock explotado; además, la relación entre capturas y esfuerzos es un indicador de la abundancia de la población. La información independiente de la pesca incluye *índices de abundancia*, relativa o absoluta, provenientes de campañas, que pueden ser de arrastre, acústicas, de huevos y larvas, etc (Gunderson, 1993). Las campañas también pueden ser una fuente de información adicional sobre la población ya que aportan información biológica (madurez, alimentación, edad, etc.) e información ambiental (temperatura, salinidad, etc.).

Dependiendo de la información disponible se podrán aplicar distintos modelos para evaluar el stock, aunque dos son los fundamentales: los modelos globales y los modelos estructurados por edades. Los modelos globales, también conocidos como modelos de producción excedentaria o modelos de biomasa dinámica (Hilborn y Walters, 1992; Prager, 1994; Punt y Hilborn, 1996), plantean que la población responde globalmente a la explotación; son modelos con una baja dependencia de información ya que con una serie temporal de capturas totales y esfuerzos es suficiente. Sin embargo, la capacidad productiva de una población explotada, que incluye el crecimiento, la madurez, la fecundidad, la mortalidad, el reclutamiento, depende de su estructura de edades con lo cual los modelos estructurados por edades representan mejor esta realidad a costa de una información más exigente ya que es necesario conocer la estructura por edades de, al menos, las capturas. Los modelos estructurados por edad son preferibles sobre los modelos globales. En el Atlántico norte, donde existe una amplia tradición en el estudio de la estructura de edades, los principales métodos que se aplican actualmente son tres:

el ADAPT (Gavaris, 1988), fundamentalmente en NAFO e ICCAT, el XSA (Shepherd, 1999), en ICES y NAFO y el ICA (Patterson, 1999b), aplicado a stocks pelágicos de ICES.

Uno de los principales avances que hizo posible la aplicación de los métodos estructurados por edades en los últimos años, aparte de la mejora en la determinación de la edad de numerosas especies, fue la mejora de las técnicas de muestreo mediante campañas, que permitieron disponer de series temporales de índices de abundancia con la calidad suficiente para calibrar los modelos (Gunderson, 1993). Según Patterson *et al.* (2001), los índices de abundancia son la principal fuente de información para la estimación del tamaño del stock, y la incertidumbre sobre su relación con la abundancia real es probablemente la principal fuente de incertidumbre en predicciones a corto plazo.

### **1.3.3 Incertidumbre: fuentes y cuantificación**

El estudio de la incertidumbre asociada al consejo científico en evaluación de pesquerías es una ciencia relativamente nueva. Según Patterson *et al.* (2001), que revisan el estado actual del asunto, los precursores son la Comisión Ballenera Internacional, que en los años 80 comienzan a introducir estas prácticas en sus evaluaciones mediante métodos globales. Sin embargo, según los mismos autores, la primera evaluación mediante métodos estructurados por edades que incluye una cuantificación de la incertidumbre corresponde a Restrepo *et al.* (1991). Desde entonces han surgido numerosos métodos que han permitido mejorar la incorporación de la incertidumbre al consejo científico; sin embargo, es necesario profundizar en esta labor porque todavía existen fuentes de incertidumbre que es necesario identificar y cuantificar.

Dada la importancia que cobró la identificación de las fuentes de incertidumbre en evaluación y gestión de pesquerías durante los años 90, varios trabajos han tratado de tipificarla siguiendo distintos criterios (Rosenberg y Restrepo, 1994; Caddy y Mahon, 1995; Hilborn y Peterman, 1996; Francis y Shotton, 1997; Charles, 1998; Ulltang, 2003). Más adelante se mostrará una revisión más completa de estos criterios (Apartado 4.1.1.2). De un modo resumido podemos adelantar que la incertidumbre en la evaluación proviene de los *datos* observados, como capturas, esfuerzos e índices de abundancia. También puede tener su origen en los *modelos*, ya que distintos modelos proporcionan distintas visiones sobre el estado y dinámica del stock y, finalmente, puede provenir de *procesos* que no son incluidos en los modelos; en la dinámica clásica mono-específica estos procesos suelen depender de factores ambientales. La acumulación de estos efectos hace que el consejo científico no sea preciso, con lo cual las decisiones tomadas bajo este consejo conllevan la aceptación de un cierto riesgo.

Error, incertidumbre y riesgo son tres conceptos asociados a la evaluación y gestión actual de pesquerías que conviene diferenciar. Llamamos *error* a la diferencia entre un valor observado, calculado o medido y su valor verdadero, mientras que *incertidumbre* se define como el conocimiento incompleto sobre el estado o los procesos de la naturaleza (FAO, 1996). Error e incertidumbre son conceptos similares que se pueden confundir fácilmente; sin embargo, aunque cualquier error implica incertidumbre, lo contrario no es cierto ya que la incertidumbre también se deriva de la variabilidad de

procesos naturales, que no necesariamente implican error (Francis y Shotton, 1997). *Riesgo* se define como la probabilidad de que algo indeseable suceda (FAO, 1996); una definición más completa debería incluir la maldad del evento indeseable, así, en teoría de decisiones se define riesgo como la pérdida media o la pérdida estimada una vez que algo malo ha sucedido (Harwood, 2000). La identificación y cuantificación de la incertidumbre, así como el proceso de comunicar el riesgo a los gestores han sido estudiadas a lo largo de los últimos años por numerosos grupos de trabajo, asociados o no a los diversos grupos gestores, y se ha convertido en uno de los principales objetivos de investigación en pesquerías (NAFO, 1991; Smith *et al.*, 1993; Flaaten *et al.*, 1998; Funk *et al.*, 1998; NMFS, 1998; Patterson *et al.*, 1999; Stokes *et al.*, 1999; Ulltang y Blom, 2003).

El desarrollo de las técnicas estadísticas y el aumento del poder de cálculo de los ordenadores personales en los últimos años ha permitido el desarrollo y la aparición de nuevas técnicas que permiten mejorar la estimación de la incertidumbre. Según Hilborn (2003), en el pasado, la técnica dominante de evaluación de stocks era la estimación puntual de parámetros de interés como el tamaño de la población, el máximo rendimiento sostenible o el rendimiento potencial, sin embargo, el Planteamiento de Precaución ha trasladado el interés hacia la estimación de la incertidumbre asociada a estas cantidades más que hacia el valor puntual de las mismas (Caddy y Mahon, 1995).

En los últimos años se han comenzado a aplicar técnicas de cálculo intensivo por ordenador, o métodos de remuestreo, que son los métodos aplicados en este trabajo (Efron y Tibshirani, 1993; Davison y Hinkley, 1997; Manly, 1997). Los métodos de remuestreo incluyen diferentes técnicas, aplicables a distintos problemas: aleatorización, *jackknife*, *bootstrap* y *Monte Carlo*. Los métodos más usados en pesquerías son el *bootstrap* y el *Monte Carlo*. Los métodos *bootstrap* permiten estimar la incertidumbre asociada a cualquier parámetro del modelo o derivados de éste bajo la suposición de que la distribución de la muestra es la mejor aproximación posible a la distribución de la población (Efron y Tibshirani, 1993). Los métodos *Monte Carlo* son métodos de simulación en los cuales la distribución de los parámetros simulados, a diferencia del *bootstrap*, no están basados en datos observados. En pesquerías se usan para realizar análisis de sensibilidad y como complementos a los métodos *bootstrap* incorporando la incertidumbre en parámetros de los que no se dispone de observaciones (Restrepo *et al.*, 1992; Kell *et al.*, 1999).

El consejo científico a los gestores siempre será proporcionado con información incompleta y, por lo tanto, la incertidumbre siempre será un componente de ese consejo (Patterson *et al.*, 2001). Cabe preguntarse de qué manera la incorporación de la incertidumbre en la evaluación mejorará la toma de decisiones. Esto depende del uso que los gestores hagan de la información incierta; las políticas eficaces en presencia de incertidumbre son posibles siempre que ésta sea tenida en cuenta (Ludwig *et al.*, 1993). Para Hilborn y Peterman (1996)) la mayoría de los principios básicos para la toma de decisiones bajo incertidumbre son simplemente de sentido común. En este contexto, el trabajo científico debe de limitarse a la identificación y cuantificación de la incertidumbre y del riesgo asociado a las distintas alternativas de gestión, dejando a los gestores la decisión del riesgo que estén dispuestos a asumir (Hilborn *et al.*, 1993, Francis y Shotton, 1997).

## 1.4 La pesquería de bacalao de Flemish Cap como ejemplo

La parte aplicada del trabajo se desarrollará sobre un caso práctico que es la pesquería de bacalao (*Gadus morhua*) de Flemish Cap, que se corresponde con el stock de la división 3M de NAFO (Northwest Atlantic Fisheries Organization). Flemish Cap es una plataforma submarina separada de los Grandes Bancos de Terranova por un canal de más de 1000 m de profundidad. Su profundidad mínima alcanza los 130 m y abarca una extensión de 10555 millas cuadradas hasta los 730 m, una superficie similar a la de Galicia. En este ecosistema, relativamente aislado, conviven numerosas especies, algunas de las cuales representan importantes recursos pesqueros, como el bacalao, la platija, las gallinetas, el camarón o el fletán negro.

Existen varios factores que hacen que esta pesquería de bacalao sea interesante para el estudio: la delimitación del stock, que se encuentra totalmente en aguas internacionales y aislado de otros stocks de bacalao; el interés para la flota española; la disponibilidad de información de calidad sobre la pesquería, ya que existen estadísticas de capturas por edad desde 1972; el interés de la Comunidad Europea, que financia una campaña anual de investigación desde 1988, que cubre la totalidad del área de distribución de bacalao y proporciona índices de abundancia por edad necesarios para su evaluación y, por último, la aprobación por el Consejo Científico de NAFO en 1999 de la evaluación del stock mediante un modelo estructurado por edades (Vázquez *et al.*, 1999). El principal problema en el uso del bacalao de Flemish Cap para este estudio está en el reciente colapso de la pesquería y su cierre a la pesca comercial desde 1999 (Vázquez y Cerviño, 2002); en estas condiciones las capturas se aproximan a cero, limitando la calidad del ajuste del modelo (Ulltang, 1977; Walters y Punt, 1994) y por lo tanto limitando la generalización de las conclusiones.

Como se ha comentado, el desarrollo del Planteamiento de Precaución en los años 90 (FAO, 1995), y la aceptación por parte de NAFO de este sistema de gestión condiciona la manera cómo se deben evaluar las pesquerías (Serchuk *et al.*, 1997; NAFO, 1998; 2003). El Planteamiento de Precaución hace un mayor hincapié en la protección del recurso frente a la sobreexplotación mediante una serie de acciones precautorias. NAFO considera que las acciones que corresponden a los investigadores-evaluadores son: determinar el estado del stock y clasificarlo con respecto a los puntos de referencia; calcular los puntos de referencia límite y su margen de confianza; describir y caracterizar la incertidumbre y realizar análisis de riesgos (NAFO, 2003).

Tras la aprobación en 1999 de la evaluación del bacalao de Flemish, en 2000 se estableció el punto de referencia límite,  $B_{lim}$ , en 14 000 t, que es la única referencia aceptada hasta ahora para la gestión del stock. En la última evaluación realizada, en 2002, se confirmó que el stock continúa colapsado y que no es previsible una recuperación a corto o medio plazo (Vázquez y Cerviño, 2002). El principal objetivo de su evaluación actual es establecer la probabilidad de que su biomasa frezante se encuentre por encima de la biomasa límite, esta situación permitiría plantearse la reapertura del stock a la pesca, pero para esto es necesario conocer y cuantificar la incertidumbre asociada a esta biomasa frezante.

## 1.5 Objetivos

El estudio de la incertidumbre asociada a los métodos evaluación de poblaciones de peces explotadas es un problema amplio que no puede ser abarcado en su totalidad a través de un estudio limitado, como el presente. Aunque el título de este estudio parece querer abarcar el problema en su totalidad, en la práctica se ha centrado en el papel de los índices de abundancia en la calibración de los modelos estructurados por edades, que es una de las principales fuentes de incertidumbre en la evaluación actual (Patterson *et al.*, 2001).

La presente memoria se estructura en tres capítulos, en cada uno de ellos se trata algún aspecto de la incertidumbre respecto a los índices de abundancia por edad y a su relación con los modelos estructurados por edades, tanto desde un punto de vista teórico como práctico. Desde una perspectiva teórica, para estudiar el papel de los índices de abundancia por edad obtenidos mediante campañas de investigación sobre la incertidumbre de los resultados de la evaluación. Desde un punto de vista práctico, para conocer e identificar los problemas que pueden alterar la posibilidad de reabrir la pesquería del bacalao de Flemish Cap, actualmente cerrada debido al bajo nivel de biomasa frezante.

En el primer capítulo nos centraremos en las causas del error en los índices de abundancia por edad y en su cuantificación; en el segundo capítulo se estudiará el modelo y su sensibilidad frente a alteraciones relacionadas con los índices de abundancia, y en el tercer capítulo se compararán distintos métodos de cuantificación de la incertidumbre en los resultados del modelo. El trabajo se realizará mediante simulaciones y con datos reales provenientes de la pesquería de bacalao de Flemish Cap.

### 1.5.1 Capítulo I. Incertidumbre en los índices de abundancia por edad

Se plantea aquí el problema de la incertidumbre asociada a la estimación de los índices de abundancia por edad mediante campañas de arrastre de fondo y muestreos aleatorios estratificados. Se usa la campaña Flemish Cap, realizada anualmente desde 1988, como un caso de estudio.

En la introducción se revisa el papel de los índices de abundancia en la gestión de pesquerías, los métodos de estimación de la abundancia y de sus errores, sus ventajas y sus inconvenientes, y se plantea el uso de métodos *bootstrap* como alternativa.

Se desarrolla un método *bootstrap* para la estimación de la variabilidad del muestreo de la abundancia por edad, que considera la variabilidad en los tres procesos del muestreo: variabilidad de las capturas entre pescas, variabilidad en la distribución de tallas y variabilidad en la asignación de las edades. La aplicación de métodos *bootstrap* a este problema tiene tres objetivos: el primero es cuantificar el error de los índices de abundancia por edad, el segundo es identificar aquellos procesos del muestreo que aportan mayor variabilidad y cuya mejora podría ayudar más a reducir el error de los índices, y el tercero es diseñar un simulador de campañas que permita incorporar la variabilidad de los índices de abundancia por edad en el modelo de evaluación, el XSA.

### 1.5.2 Capítulo II. Sensibilidad del modelo: el XSA

En este capítulo se pretende profundizar en el conocimiento del modelo de evaluación aplicado al bacalao de Flemish Cap, el XSA, centrándose en su sensibilidad frente a alteraciones de los índices de abundancia y en los mecanismos del modelo para evitar que esas alteraciones dominen el ajuste.

En la introducción se revisa el papel de los modelos en la evaluación de pesquerías y la historia de los modelos aplicados a la evaluación a los largo del siglo XX. Respecto al XSA, se describe el algoritmo de ajuste y las suposiciones que lo sustentan, así como las posibles fuentes de incertidumbre y los métodos de estimación del error.

El comportamiento del modelo se analiza mediante simulaciones *Monte Carlo*. Para ello se construye, a partir de parámetros conocidos, un modelo de simulación con tres compartimentos diferenciados: en el primer compartimento se simula una población explotada, estructurada por edades. En el segundo compartimento se simulan los procesos de muestreo: las capturas comerciales y las campañas de investigación. Las capturas se simulan sin error, lo cual favorece el análisis del efecto de la incertidumbre en los índices de abundancia obtenidos en las campañas; en la simulación de las campañas se incorporan distintas perturbaciones como cambios en el error de muestreo, cambios de capturabilidad en el tiempo y cambios en la época de muestreo. En el tercer compartimento, el modelo de evaluación, los datos simulados (capturas e índices) se usan para ajustar el modelo y se prueban distintas opciones del XSA para analizar su robustez frente a las perturbaciones mencionadas. La variabilidad de los parámetros estimados por el modelo, así como las diferencias respecto a los parámetros verdaderos se usan como criterios para valorar la robustez y sensibilidad del modelo frente a perturbaciones de los índices de abundancia.

El objetivo de este capítulo es analizar la sensibilidad del XSA frente a distintas alteraciones en los índices de abundancia por edad: aumento del error de muestreo, cambios de capturabilidad o cambios en la época en que se realiza la campaña. También se evaluarán los distintos mecanismos del XSA para amortiguar el efecto de estas perturbaciones.

### 1.5.3 Capítulo III: Incertidumbre en el estado del bacalao de Flemish

En este capítulo se combinan los dos primeros: la estimación de la incertidumbre en la campaña Flemish Cap y su ajuste en el XSA, para realizar un estudio comparativo entre distintos métodos *bootstrap* que cuantifican la incertidumbre asociada a los resultados de la evaluación del bacalao de Flemish Cap.

En la introducción se revisa el Planteamiento de Precaución, especialmente la manera cómo éste es interpretado por NAFO; se revisa la historia de la evaluación del bacalao de Flemish Cap y las prioridades actuales para su gestión precautoria, así como las dificultades del modelo para proporcionar estimaciones precisas del error. Por último se proponen y describen las posibles alternativas *bootstrap*.

El método aplicado es un análisis comparativo de los diferentes resultados obtenidos simulando diferentes estructuras del error de los índices de abundancia por edad. El estudio se realiza entre cuatro métodos *bootstrap*, en los que la variabilidad de los índices de abundancia por edad se introduce de cuatro maneras distintas: condicionado al ajuste del modelo; no condicionado con distribución gamma; no condicionado con distribución lognormal, y no condicionado con distribución no paramétrica. Cada uno de los métodos representa un distinto nivel de cumplimiento de las suposiciones del modelo respecto a la estructura y el error de los índices, y un distinto nivel de proximidad a la estructura real de los índices.

Los objetivos de este capítulo son: el análisis de la sensibilidad del modelo frente a posibles estructuras del error de los índices de abundancia; la determinación del método más adecuado para cuantificar la incertidumbre asociada al estado de la población y así poder determinar cual es el mejor método para evaluar la posible reapertura a la pesca en el stock de bacalao de Flemish Cap.





---

## **2 Capítulo I. Incertidumbre en los índices de abundancia por edad**

*If you are certain you have found the truth you haven't looked at enough data.*  
(Koeller, 2003)



---

## 2.1 Introducción.

### 2.1.1 Papel de los índices de abundancia en la gestión de pesquerías.

Los *métodos de muestreo* surgen como consecuencia de la dificultad de medir la totalidad de los individuos de una población. Las ventajas e inconvenientes de estos métodos frente a la enumeración completa de una población estadística de interés son evidentes, la reducción del coste y del tiempo empleado en el muestreo y el análisis, frente a una pérdida de exactitud en las conclusiones. Con el propósito de hacer el muestreo más eficiente se desarrolla un campo de investigación conocido como “teoría de muestreo” que pretende mejorar los métodos para que proporcionen, al menor coste posible, estimas suficientemente precisas para el propósito deseado. Existe una considerable cantidad de literatura relacionada con la teoría de muestreo (Krebs, 1999; Thomson, 2002), aunque la referencia clásica más frecuentemente citada corresponde a Cochran (1977).

La aplicación de la teoría del muestreo a la *determinación de la abundancia de las poblaciones* es el camino para establecer la mejor relación posible entre el coste del muestreo y la precisión de los resultados. El tamaño de las poblaciones naturales es una de las variables de principal interés en numerosos problemas ecológicos. El método más elemental para determinar el tamaño de una población en un área dada consiste en contar los individuos de varias subáreas, proporcionando una estimación de densidad media que pueda ser extrapolada al total del área. Una consideración importante a tener en cuenta en la estimación del tamaño de las poblaciones naturales es la dificultad para determinar la abundancia real, absoluta, ya que frecuentemente nos encontramos que los métodos de muestreo disponibles sólo nos permiten conocer un índice de esa abundancia, es decir, una cantidad proporcional al tamaño de la población. En esta situación es importante tener en cuenta que este índice obtenido sólo nos permite tomar conclusiones de tipo comparativo, entre dos o más áreas, categorías de animales o períodos de tiempo (McCallum, 2000).

La abundancia de poblaciones de peces es el parámetro fundamental en la gestión de pesquerías. El conocimiento de la abundancia o índices de ésta es necesario para cualquier determinación cuantitativa del estado de una población. Parámetros de interés para la gestión como la biomasa, la tasa de mortalidad o el reclutamiento dependen directamente de la calidad de las estimas de abundancia disponibles (Hilborn y Walters, 1992; Quinn y Deriso, 1999). Hasta los años 70, la mayoría de las evaluaciones de pesquerías se basaban en el uso de modelos que usaban las capturas por unidad de esfuerzo (CPUE) como índices del tamaño de la población, sin embargo, según (Gunderson, 1993) la aplicación de los datos de CPUE fue perdiendo importancia progresivamente debido a varios factores: la dificultad para definir la CPUE en pesquerías multiespecíficas; la dificultad para mantener una definición estándar del esfuerzo en un sector altamente dependiente de las innovaciones tecnológicas; el descubrimiento de que la relación entre abundancia real y CPUE no es necesariamente lineal y, por último la mejora en las técnicas de muestreo, que permiten la obtención de

índices de abundancia a partir de campañas de investigación con precisión suficiente independientemente de la pesca comercial.

Las principales técnicas para calcular los índices de abundancia de las poblaciones de peces en un momento determinado incluyen: campañas de arrastre de fondo, campañas acústicas, campañas de huevos y larvas, y conteo directo (Gunderson, 1993). Todos estos métodos se basan en la extrapolación de la abundancia en un área muestreada al total del área por lo cual dos pasos fundamentales en el éxito de una campaña son el conocimiento de la distribución de las especies objetivo y la medición precisa del área muestreada (Gunderson, 1993). Así mismo, puesto que los muestreos proporcionan un índice de la abundancia, y no un estimador de la abundancia real, la utilidad de estos índices se encuentra en el seguimiento temporal de tendencias más que en la correcta determinación de la abundancia en un momento determinado.

### **2.1.2 Incertidumbre en la estimación de la abundancia**

Las campañas de investigación que proporcionan una estimación de la abundancia de las poblaciones de peces son una de las principales fuentes de información para la gestión de pesquerías de especies demersales en el Atlántico Norte, tanto en el área de NAFO (Doubleday, 1981; Walsh, 1996; Smith, 1996; Vázquez, 2002) como en la zona ICES (Aglen y Nakken, 1997). Esta información se usa habitualmente de dos maneras diferentes: primero, para evaluar directamente la evolución anual de la población (Cook, 1997; Helser y Hayes, 1995) y segundo, cuando se dispone de información adicional sobre las capturas por edad, para calibrar los modelos de Análisis de Población Virtual (APV), los cuales proporcionan una medida absoluta de la abundancia (Gavaris, 1988, Darby y Flatman, 1994).

El principal problema del uso directo de los índices de abundancia en la evaluación de pesquerías es la alta variabilidad debido a la distribución espacial, altamente sesgada, de la especie (McConnaughey y Conquest, 1993) y el tamaño insuficiente de la muestra debido al alto coste del muestreo (Gunderson, 1993). Además, el método de estimación directa no permite conocer la abundancia absoluta debido a la capturabilidad del arte sobre la especie objetivo; por capturabilidad entendemos la relación entre la parte de la población vulnerable al sistema de muestreo y la población real. Esta capturabilidad puede variar entre los distintos grupos de tallas o de edades; para obtener estimas de abundancia absolutas mediante campañas de arrastre de fondo sería necesario determinar previamente la capturabilidad (Godø, 1990). Este es el motivo por el cual los resultados de una campaña no son considerados abundancias absolutas, sino índices de abundancia que sólo proporcionan información sobre la tendencia en la abundancia relativa; sólo si la capturabilidad cambia de un año a otro, los índices de abundancia pueden mostrar tendencias falsas (Pennington y Godø, 1995). En contrapartida los índices de abundancia están menos influenciados por los sesgos que sí pueden afectar a la información de capturas y esfuerzos de la flota comercial (Cook, 1997). Si no hay cambios interanuales de capturabilidad, los índices derivados de las campañas proporcionan un método insesgado para analizar la evolución de la población, sin embargo estos índices están asociados con altas varianzas (Patterson y Kirkwood, 1995).

Si existen datos de capturas y de campañas para una determinada pesquería, se acepta que una evaluación basada en APV es más precisa que otra basada sólo en las campañas (Hilborn y Walters, 1992) y sólo cuando existen motivos para dudar de la calidad de los datos de capturas, los cuales pueden introducir sesgo en los resultados, tiene sentido la evaluación únicamente mediante campañas (Patterson, 1998; Korsbrekke *et al.*, 2001; Pennington y Strøme, 1998). En la mayoría de las pesquerías los índices de abundancia derivados de las campañas se usan para la calibración del APV, que es un modelo no lineal donde el papel del índice de abundancia, que se usa para calibrar las tendencias temporales, es similar al de la variable dependiente en el ajuste de una regresión simple (Shepherd, 1999).

Independientemente del uso que se haga de los índices de abundancia, su error asociado es un factor clave en la evaluación de pesquerías (Gunderson, 1993). Los cambios observados en una serie temporal de índices de abundancia tienen dos fuentes de variabilidad: por un lado están los cambios naturales que sufre la población y por otro lado está el error de observación que surge debido a la variabilidad del muestreo cada año y entre años; esta variabilidad no está causada únicamente por variaciones en el funcionamiento del arte sino que incluye también la desigual densidad de la distribución de la especie. Con el fin de separar la variación natural del error de muestreo, en los últimos años se han realizado numerosos estudios, los cuales se pueden clasificar en dos grupos: por un lado estarían los que analizan la variabilidad interanual y por otro los que se orientan hacia la variabilidad anual.

#### **2.1.2.1 Variabilidad interanual: estandarización del muestreo y capturabilidad**

La coherencia interanual de los índices está relacionada con problemas de sesgo y son debidos a factores externos incontrolados que pueden cambiar de un año a otro provocando cambios en la capturabilidad (Pennington y Godø, 1995). Estos factores que afectan a la capturabilidad pueden depender del comportamiento del arte (Strong, 1992; Godø y Engås, 1989), del comportamiento de la especie objetivo (Godø y Wespestad, 1993; Swain, 1999; Swain *et al.*, 2000) o de la interacción entre estos dos factores (Walsh, 1996). En general, se asume que los índices de abundancia son indicadores de tendencias de la abundancia real; si la capturabilidad no cambia de año en año, los índices nos mostrarán fielmente la evolución de la abundancia de la población.

##### *Estandarización del proceso de muestreo*

Puesto que no podemos controlar los cambios en el comportamiento de la especie, el camino para mantener la coherencia del índice es la estandarización de las campañas manteniendo constante el protocolo de muestreo; esto incluye el barco, el arte y el método de trabajo. El arte de pesca de arrastre es el dispositivo que nos permite estimar el número de peces por unidad de superficie; el arte en un dispositivo flexible y su comportamiento puede verse afectado por cambios de barco y de tripulación aunque estos cambios, cuando surgen, suelen ser inevitables. Los elementos que conforman el arte (red, cables y vientos, tren y visera, puertas), su tamaño, peso y material deben estar perfectamente definidos y mantenerse inalterados a lo largo de la serie de campañas. El método de trabajo: la velocidad de arrastre, la relación entre longitud del cable y profundidad, la estación del año y la hora del día, también deben de mantenerse constantes (Doubleday, 1981; Gunderson, 1993). La estandarización de todos estos materiales y procedimientos nos permite analizar los datos con ciertas garantías ya que

los índices de abundancia están asociados con altas varianzas dada la desigual distribución de los peces.

#### *La capturabilidad*

Las campañas de arrastre de fondo, así como otros métodos para estimar la abundancia de los peces como las campañas acústicas o las capturas por unidad de esfuerzo (CPUE) de la flota comercial, proporcionan un índice de la abundancia real. La capturabilidad se define como la proporción de la población eliminada por una unidad de esfuerzo (Gulland, 1983). La relación entre un índice de abundancia y la abundancia real está definida por la capturabilidad de la campaña, de tal manera que si se considera que esta relación es lineal se puede representar como:

$$I = q * N$$

*Ecuación 2.1*

Siendo  $I$  el índice de abundancia,  $q$  la capturabilidad y  $N$  el número real de individuos.

La capturabilidad depende de dos factores: de la accesibilidad de los peces al arte, es decir, de la proporción del stock disponible, y de la eficiencia del arte, que mide la proporción de peces disponibles que son retenidos (Godø, 1990).

La accesibilidad está afectada por varios factores: (a) la estructura de edades del stock, ya que algunas especies como los bacalao tienen un comportamiento pelágico cuando son pequeños pero al crecer se vuelven más demersales (Godø y Wespestad, 1993), esto implica que no todas las clases de edad son igualmente accesibles y por lo tanto los índices de abundancia por edad no proporcionan una visión real de la estructura por edad de la población aunque sí que refleja los cambios anuales para cada clase de edad; (b) las altas densidades pueden afectar a la accesibilidad en dos sentidos: primero mediante la saturación del arte y pérdida a través de las mallas (Godø *et al.*, 1990) y, segundo, mediante un incremento del área de distribución vertical, en los dos casos el arrastre de fondo infraestimarán la abundancia real; (c) la distribución horizontal y vertical. Si la campaña no cubre la totalidad del espacio potencial de distribución de la especie, cambios anuales en esta distribución pueden provocar cambios anuales en los índices que no sean representativos de la evolución de la población; (d) factores ambientales pueden condicionar la distribución y por lo tanto la disponibilidad, Smith y Page (1996) encuentran que la distribución del bacalao está altamente correlacionada con la temperatura y salinidad en el fondo, Swain *et al.* (2000) encuentran asociaciones entre capturas de alta abundancia y aguas de baja temperatura; (e) el comportamiento de los peces respecto al arte (Godø y Wespestad, 1993).

Para que la capturabilidad se mantenga constante en el tiempo, y la campaña sea un buen indicador de tendencias temporales es necesario controlar estos factores. El control de la eficiencia del arte es fundamentalmente un factor humano, sin embargo, el control de la accesibilidad tiene una alta dependencia ambiental que al no poder ser controlada repercute en el error de la capturabilidad y en la calidad de los índices.

#### **2.1.2.2 Variabilidad anual: fuentes de error y su cálculo**

La **variabilidad anual** puede mejorarse aumentando el tamaño de la muestra, sin embargo, en la práctica, el número total de muestras está limitado por el alto coste de las

campañas en el mar. Otras posibilidades de mejorar la precisión de los resultados de una campaña pasan por mejorar la eficiencia de los estimadores o la eficiencia del esquema de muestreo (Smith y Page, 1996; Pennington, 1996).

Los trabajos orientados hacia la mejora de la eficiencia de los estimadores se centran en el análisis de modelos estadísticos que mejor describen a la distribución de la abundancia de la especie. Las especies demersales tienden a agruparse en cardúmenes de tal manera que la distribución de las muestras tomadas de estas poblaciones se caracterizan por una alta proporción de ceros y valores bajos respecto a la población media y un pequeño porcentaje de valores extremadamente altos. En estas circunstancias, la media aritmética muestral, aunque es un estimador insesgado de la abundancia poblacional, no es necesariamente el estimador de mínima varianza (McConnaughey y Conquest, 1993). Las distintas distribuciones estadísticas que se han probado incluyen: la distribución lognormal, delta, gamma, Weibull, binomial negativa (Myers y Pepin, 1990; Patterson, 1998, Pennington, 1996; Smith, 1990, Stefánsson, 1996) y los resultados obtenidos fueron diferentes y a veces contradictorios. Smith (1990) observa que las mejoras que proporcionan los modelos no siempre compensan la pérdida en eficiencia por sesgo o falta de robustez. Myers y Pepin (1990) concluyen que los estimadores basados en distribuciones lognormales son muy sensibles a las violaciones del modelo y sólo pueden superar en eficiencia a la media simple si puede ser claramente demostrado que los valores no-cero siguen una distribución log-normal. McConnaughey y Conquest (1993) comparan la media aritmética, la media geométrica y la distribución lognormal observando que la media simple es muy sensible a los valores extremos y la media geométrica se muestra más estable que la logarítmica. Pennington (1996) encuentra mejoras en precisión al usar la distribución delta log-normal aunque obtiene pocos beneficios con la distribución delta cuando el número de muestras por estrato es bajo.

Los métodos para mejorar de eficiencia del esquema de muestreo se basan principalmente en la mejora del diseño aleatorio estratificado. La principal ventaja del diseño estratificado, aparte de extender el muestreo sobre todo el área de estudio, es que permite distribuir las muestras entre los estratos con el fin de mejorar la precisión de las estimaciones; si se divide una población heterogénea en subpoblaciones internamente homogéneas, éstas pueden dar estimaciones precisas con muestras más pequeñas, que pueden combinarse en una estimación más precisa de la población global. La varianza de un muestreo estratificado será siempre menor que la de un muestreo simple si los estratos están definidos de tal manera que sean más homogéneos que la población y las muestras se distribuyen en los estratos proporcionalmente al tamaño del estrato o proporcional a la varianza en el estrato. El método estadístico para el análisis de datos obtenidos mediante muestreos aleatorios estratificados está descrito por Cochran (1977) que en su notación original es:

$$\bar{y}_{st} = \frac{1}{N} \sum_h N_h y_h \quad \text{Ecuación 2.2}$$

$$Var(\bar{y}_{st}) = \frac{1}{N^2} \sum_h N_h (N_h - n_h) S_h^2 / n_h \quad \text{Ecuación 2.3}$$



$$S_h^2 = \frac{1}{(n_h - 1)} \sum_{i=1}^{n_h} (y_{hi} - \bar{y}_h)^2$$

*Ecuación 2.4*

El sufijo *st* hace referencia al estrato, el sufijo *h* denota el número de estrato mientras que *i* representa la unidad de muestreo dentro de cada estrato. *N* es el número total de posibles unidades de muestreo y *n* es el número de unidades muestreadas; *y* es la variable de la cual queremos conocer sus propiedades estadísticas.

Actualmente el muestreo aleatorio estratificado está generalizado en las campañas de investigación pesquera; habitualmente los estratos se definen mediante líneas batimétricas, latitud y longitud (Doubleday, 1981). Sin embargo, aunque las modificaciones en la estratificación y la distribución de las pescas en los estratos pueden mejorar la precisión de los resultados (Smith, 1990; Gavaris y Smith, 1987), no hay que olvidar que los objetivos de una campaña suelen incluir varias especies y que cada clase de edad de cada especie puede tener distinta distribución espacial de tal manera que lo que es válido para una especie puede no serlo para otras; en estas condiciones, el problema del diseño estratificado óptimo se debe afrontar desde una perspectiva multivariante.

#### *El muestreo de capturas como fuente de errores*

En general, los distintos enfoques destinados a mejorar los errores de los índices de abundancia parten de la estandarización de las mediciones transformando las capturas por pesca en capturas por unidad de superficie. En un principio, cada pesca se estandarizaba dividiendo la cantidad de interés, generalmente abundancia o peso, entre el tiempo de arrastre; actualmente, con la aparición del GPS, que permite más precisión en la medida de la distancia de arrastre, es más frecuente usar la distancia recorrida. Esta estandarización permite calcular el error asociado a la estimación de la abundancia mediante métodos estadísticos relativamente simples (Cochran, 1977; Smith, 1996) que consideran las diferencias entre pescas como única fuente de variación. Sin embargo, cuando el objetivo del muestreo es conocer la estructura por edades de la población es necesario tener en cuenta las particularidades del muestreo de tallas y del muestreo de edades; estos dos procesos se conocen como el muestreo de capturas.

La transformación mediante una clave talla-edad es el método tradicional para estimar la composición por edades de una población a partir de su distribución por tallas (Kimura, 1977). El método es un doble muestreo que, en su primera etapa consiste en tomar una muestra de la captura, aleatoria y relativamente grande, para determinar las frecuencias de talla. La segunda etapa consiste en tomar una submuestra que será usada para determinar la edad (Lai, 1993). Esta submuestra puede ser aleatoria (el número de individuos recogidos por cada clase de talla es proporcional al número de individuos en cada clase de talla) o estratificada (se recoge un número fijo de individuos en cada clase de talla). Los dos tipos de muestreo tienen sus ventajas e inconvenientes: el muestreo aleatorio es más eficiente (Kimura, 1977) pero permite el sobremuestreo de unas clases mientras otras pueden quedar mal muestreadas; por otra parte, el muestreo estratificado es estadísticamente menos eficiente pero garantiza que todas las clases de talla tengan asignada una edad sin sobremuestrear las clases más abundantes. El muestreo de las capturas (tallas y edades) tiene distintas implicaciones en la estimación de la abundancia por edades: por un lado genera una variabilidad, que aunque sea menor que la variabilidad entre pescas, debe ser tenida en cuenta. Además añade un importante componente a la variabilidad de la abundancia por edad que es el de la covarianza entre

edades. Dado que la suma de todas las proporciones por edad debe sumar 1, éstas no pueden variar independientemente unas de otras. No tener las covarianzas en cuenta puede llevarnos a inferencias equivocadas, mal ajuste en los modelos, distribución de errores distorsionada, etc (Cotter, 1998).

A pesar de la importancia del muestreo de las capturas sobre la variabilidad de los índices de abundancia por edad, este problema no ha sido tratado suficientemente y rara vez es tenido en cuenta en las evaluaciones (Patterson, 1998). Los trabajos de Kimura (1977) o Lai (1993) están orientados a mejorar la variabilidad que genera la clave talla-edad mediante el muestreo en lonja de las capturas comerciales. Sin embargo su aplicación a campañas de arrastre de fondo está limitada al no tener en cuenta las particularidades del muestreo. Cotter (1998) estudia el problema desde una perspectiva del muestreo en el mar mediante campañas de investigación poniendo de manifiesto la importancia de la variabilidad del muestreo de capturas respecto a la variabilidad total; para ello desarrolla un método analítico que muestra ciertas limitaciones ya que en algunos casos proporciona varianzas negativas o correlaciones mayores que 1.

### **2.1.3 El *bootstrap* como alternativa**

Hemos visto que las propiedades estadísticas de las variables comúnmente estimadas mediante muestreos aleatorios estratificados, como la abundancia media o la abundancia total, se pueden determinar mediante métodos estándar basados en la teoría de poblaciones finitas y en la distribución normal (Smith, 1990). Para los tamaños de muestra habituales en las campañas marinas y con poblaciones con distribuciones altamente sesgadas hacia la derecha, la distribución de la abundancia media suele estar lejos de la normalidad (McConnaughey y Conquest, 1993), así, el teorema del límite central puede no ser adecuado para evaluar la incerteza asociada a los estimadores o para hacer inferencia (Pennington, 1996). Parte de estos problemas se pueden solventar mediante el uso de modelos estadísticos como el lognormal, delta, gamma, etc., que proporcionan medias mas precisas o intervalos de confianza siempre positivos, pero tienen el inconveniente de que pueden generar estimadores sesgados si la distribución aceptada no se corresponde con la real (Smith, 1990; Myers y Pepin, 1990).

Cuando las condiciones para aplicar la teoría clásica de muestreo no se cumplen y cuando los modelos estadísticos alternativos no ofrecen plenas garantías, un tercer camino para modelar la distribución de las estimas en las campañas es el uso de los métodos de remuestreo *bootstrap*. La esencia del *bootstrap* consiste en que en ausencia de otra información, los valores de una muestra aleatoria son la mejor representación de la distribución de la población y remuestrear la muestra nos proporciona la mejor información sobre lo que sucedería si remuestreáramos la población (Efron y Tibshirani, 1993; Davison y Hinkley, 1997; Manly, 1997). Los métodos *bootstrap* son métodos robustos que no asumen ninguna distribución particular de la población y que han sido aplicados a diversos problemas de muestreos pesqueros (Sigler y Fujioka, 1988; Pelletier y Gross, 1991; Smith y Gavaris, 1993a; Smith, 1997) sustituyendo complejidad del análisis teórico por poder de cálculo de los ordenadores.

El *objetivo de este capítulo* es aplicar la metodología *bootstrap* para estimar el error asociado al cálculo de la abundancia por edad estimado mediante campañas de arrastre de fondo que usan el muestreo aleatorio estratificado. Ésto se hará teniendo en cuenta

que los errores proceden no sólo de las diferentes densidades observadas en cada estación sino también del muestreo de tallas y del muestreo de edades. Para desarrollar el estudio se usará como ejemplo la población de bacalao de Flemish Cap (División 3M de NAFO). Existen varias ventajas en el uso de esta población para los fines de este trabajo: la primera, hay una campaña anual desde 1988 que cubre la totalidad del área de distribución del bacalao; la segunda, está considerada una población aislada y es tratada como tal desde el punto de vista de su gestión y, la tercera, es evaluada mediante APV usando los índices de la campaña como único elemento de calibración del modelo. El trabajo se estructura en objetivos parciales, como son: el diseño de un algoritmo *bootstrap* adaptado a los métodos de muestreo de la campaña; la validación del método; la evaluación del efecto de las distintas fuentes de incertidumbre sobre los errores totales y por último la aplicación del método a la mejora del muestreo.

## 2.2 Material y métodos

### 2.2.1 Datos: campaña Flemish Cap. Bacalao de Flemish.

Los datos usados en este estudio fueron obtenidos de las campañas de arrastre de fondo en Flemish Cap, realizadas conjuntamente por España y Portugal desde 1988 a bordo del B/O *Cornide de Saavedra*. La Tabla 2.1 resume la serie de campañas con el año, el barco utilizado, el número de pescas realizadas y el período de muestreo.

AÑO	BARCO	PESCAS VÁLIDAS	PERÍODO MUESTREO
1988	Cornide de Saavedra	115	8/7 – 22/7
1989	Cryos	116	12/7 – 1/8
1990	Ignat Pavlyuchenkov	113	18/7 – 6/8
1991	Cornide de Saavedra	117	24/6 – 11/7
1992	Cornide de Saavedra	117	29/6 – 18/7
1993	Cornide de Saavedra	101	23/6 – 8/7
1994	Cornide de Saavedra	116	6/7 – 23/7
1995	Cornide de Saavedra	121	2/7 – 19/7
1996	Cornide de Saavedra	117	28/6 – 14/7
1997	Cornide de Saavedra	117	16/7 – 1/8
1998	Cornide de Saavedra	119	17/7 – 2/8
1999	Cornide de Saavedra	117	2/7 – 20/7
2000	Cornide de Saavedra	120	10/7 – 28/7
2001	Cornide de Saavedra	120	3/7 – 20/7

Tabla 2.1.- Relación de campañas Flemish Cap realizadas desde 1988

#### 2.2.1.1 Descripción de Flemish Cap

Flemish Cap es un banco pesquero situado a unas 350 millas al este de Terranova (Canadá). El banco tiene forma de montaña submarina y su cima se encuentra situada aproximadamente en 47° N y 45° W, con una profundidad de 130 m. La dimensión del banco hasta la línea batimétrica de las 400 brazas (730 m) es de 10555 millas<sup>2</sup>, una superficie similar a la de Galicia. Está separado del Gran Banco de Terranova por un canal de unos 1100 m de profundidad conocido como Flemish Pass (Figura 2.1).

Las características hidrográficas de la zona están dominadas por la corriente de Labrador, que aporta aguas frías (<4° C) y de baja salinidad (<34.85 psu). Sin embargo, la proximidad de la Corriente Noratlántica, que ocasionalmente aporta agua más caliente y salina, y el característico giro anticiclónico sobre el banco, que facilita la retención de huevos y larvas, le confieren a Flemish Cap unas propiedades diferenciales (Stein, 1996; Cerviño *et al.*, 1999; Colbourne y Foote, 2000). Estas especiales condiciones hidrográficas junto con el aislamiento geográfico favorecen el aislamiento poblacional de algunas especies, especialmente aquellas que viven en aguas más someras como el bacalao o la platija americana.

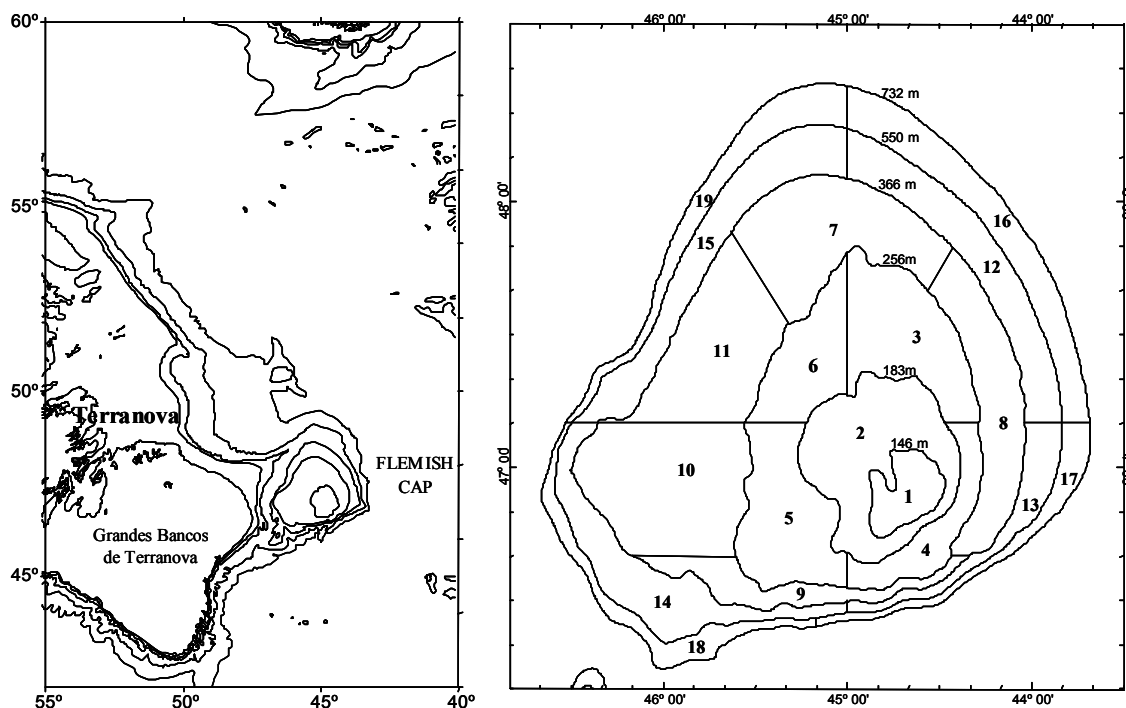


Figura 2.1.- Mapa con la situación geográfica de Flemish Cap (izquierda) y estratificación y batimetría del área de muestreo (derecha).

### 2.2.1.2 Descripción de la campaña

El objetivo de la campaña Fleimsh Cap es completar 120 pescas válidas que permitan estimar la biomasa total de las especies capturadas mediante el método de área barrida (ver punto 2.2.1.5) y, además, analizar la estructura por edades así como parámetros poblacionales de las especies más importantes: el bacalao (*Gadus morua*), la platija americana (*Hippoglossoides platessoides*), las tres especies de gallineta (*Sebastes spp*), el fletán negro (*Reinhardtius hippoglossoides*) y el granadero (*Macrourus berglax*). La información obtenida es la base para la evaluación de las poblaciones de estas especies.

La campaña usa un muestreo aleatorio estratificado siguiendo las especificaciones de NAFO; los estratos de Flemish Cap fueron delimitados principalmente por líneas batimétricas definidas en función de la distribución de las principales especies, además se añadieron separaciones de latitud y longitud para mantener condiciones más homogéneas dentro de cada estrato (Doubleday, 1981). El área de muestreo alcanza hasta los 730 m de profundidad (400 brazas) y esta formada por 19 estratos divididos en 309 rectángulos, cada uno de los cuales está formado por 10 estaciones de pesca. En total existen 3090 estaciones posibles de pesca.

La distribución de las 120 pescas en los 19 estratos se realiza proporcionalmente a la superficie de cada estrato respetando un mínimo de dos pescas por estrato. La selección de las pescas se hizo aleatoriamente dentro de cada estrato, eligiendo tantos rectángulos como pescas correspondan a ese estrato. Dentro de cada rectángulo, la elección de la pesca se hizo aleatoriamente usando la información de campañas anteriores para excluir aquellas estaciones que coincidan en lugares especialmente problemáticos para el arrastre (Vázquez, 2002).

<b>estrato</b>	<b>profundidad (metros)</b>	<b>área (millas<sup>2</sup>)</b>	<b>número de rectángulos</b>	<b>pescas / estrato</b>	<b>Pescas ( / 100 millas<sup>2</sup>)</b>
1	128-146	342	10	4	1.17
2	147-183	838	25	10	1.19
3	184-256	628	18	7	1.11
4	"	348	10	4	1.15
5	"	703	20	8	1.14
6	"	496	15	6	1.21
7	257-366	822	24	9	1.09
8	"	646	19	7	1.08
9	"	314	9	3	0.96
10	"	951	28	11	1.16
11	"	806	24	9	1.12
12	367-549	670	20	8	1.19
13	"	249	7	3	1.20
14	"	602	17	7	1.16
15	"	666	20	8	1.20
16	550-732	634	19	7	1.10
17	"	216	6	2	0.93
18	"	210	6	2	0.95
19	"	414	12	5	1.21
total	128-732	10555	309	120	1.14

Tabla 2.2.- Descripción de los estratos de la campaña Flemish Cap y distribución de pescas por estrato.

La campaña se realiza preferentemente en el mes de julio y la duración del período de pescas es de unos 18 días. El número de pescas válidas en toda la serie oscila entre 113 y 121 excepto en el año 1993 que sólo se pudieron completar 101 pescas por problemas técnicos. El barco empleado fue el B/O Cornide de Saavedra, excepto los años 1989 y 1990 que hubo que recurrir a otros barcos aunque siempre se mantuvo el mismo arte de pesca con el mismo protocolo de arrastre (Tabla 2.3). Las pescas se realizaron siempre en horas de luz, entre las 6 de la mañana y las 10 de la tarde excepto en la primera campaña de la serie, en el año 1988, durante la cual se muestreó durante las 24 horas del día.

El arte empleado fue el “Lofoten” con un copo de 35 mm. La anchura en la boca estimada a efectos de cálculo del área barrida es de 13.5 m y una apertura vertical de 3.5 m. El objetivo de velocidad de las pescas es de 3.5 nudos y la duración efectiva de 30 minutos, por lo tanto la distancia recorrida en una pesca estándar es de 1.75 millas. Por duración efectiva entendemos el tiempo durante el cual el arte trabaja en contacto con el fondo y con la forma adecuada. Para determinar el momento en el cual el arte comienza a trabajar correctamente se empleó una sonda “Scanmar” de apertura vertical observando que tras el momento en que se hace “firme” la largada del cable, el arte necesita:

$$2 \text{ min.} + (\text{profundidad(metros)}/100) \text{ min.}$$

Ecuación 2.5

Es decir, un lance a 300 m de profundidad necesitaría 5 minutos (2+(300/100)) tras el “firme”, antes de empezar a contabilizar la duración efectiva del arrastre. Se entiende por “firme” el momento en que se deja de filar el cable. Este criterio fue establecido en

la campaña del año 1992 tras un seguimiento sistemático del comportamiento del arte mediante sensores de apertura.

<b>Procedimiento</b>	<b>especificación</b>
Barco	B/O Cornide de Saavedra
TRB	1.200 t
Potencia	1.500 + 750 CV
Velocidad objetivo en arrastre	3,5 nudos
Duración de cada pesca	30 minutos efectivos (32 + profundidad(metros)/100) minutos entre "firmes" y "virando"
Arte de pesca	Tipo Lofoten
corcho/burlón	31,20 / 17,70 m
armadura	27 bolos de acero de 35 cm
flotadores	19 (boca) + 2 x 16 (alas)
vientos	8 m de 16 mm
apertura vertical	3,5 m
malleta	100 metros, 45 mm, 200 Kg/100m
puertas de arrastre	polivalentes, 850 Kg
cable filado	2,5 veces la profundidad + 100 m
tamaño de malla en copo	35 mm
Tipo de campaña	Muestreo aleatorio estratificado
Criterio seguido para cambiar la posición de una pesca	Existencia de fondos inadecuados para el arrastre según información de la pesca comercial y de las campañas anteriores
Criterios para rechazar pescas	- enganche en el fondo - roturas importantes del arte o en el copo - menos de 20 minutos de arrastre - mal funcionamiento del arte
Período diario de pesca	6.00 a 22.00 horas

*Tabla 2.3.- Tabla descriptiva del protocolo de muestreo*

Otro factor importante, en la forma correcta del arte, es la longitud del cable filado, que debe de aumentar con la profundidad de tal manera que la forma del arte se mantenga constante en todas las pescas. Durante los primeros años de las campañas, esta variable se dejó al criterio de los oficiales responsables, sin embargo, dada la importancia de mantener un protocolo estándar año tras año, se estableció la siguiente relación:

$$\text{Cable (metros)} = 2,5 * \text{profundidad (metros)} + 100$$

### **2.2.1.3 Muestreo de capturas**

Como ya hemos comentado anteriormente, el cálculo de la abundancia por edad, implica otros procesos de muestreo aparte de la distribución de las pescas. Esta otra parte del muestreo comienza una vez que las capturas están a bordo y la denominaremos muestreo en cubierta o muestreo de capturas; este muestreo consta de dos etapas que

son: el muestreo de tallas y el muestreo de las edades para la construcción de la clave talla-edad.

Una vez que las capturas están a bordo, el primer paso consiste en triar la muestra, esto es separarla por especies. Una vez separadas se pesa la captura total de cada especie y se aparta una muestra, que también se pesa, que permita conocer su distribución por tallas. Si la especie tiene diferente crecimiento por sexos, es necesario realizar una separación por sexos antes de la medición. Si la captura es grande no se pueden medir todos los individuos, normalmente una muestra de unos 200 individuos es suficiente aunque el tamaño de ésta dependerá de la heterogeneidad de la misma y de la disponibilidad de tiempo del equipo de muestreo en cubierta; las pescas se suceden sin pausa durante la jornada de trabajo de una campaña y no es raro que haya que comenzar el triado de una pesca sin haber terminado el muestreo del lance anterior, así que la disponibilidad de tiempo es un factor importante en la decisión del tamaño de la muestra. Por último, es necesario apartar otra submuestra para el muestreo biológico, que permitirá, entre otras actividades, la determinación de la edad.

En la campaña Flemish Cap se usa una sola clave talla-edad para todo el área, esto implica que la muestra apartada en una pesca no va a ser usada sólo para estimar las edades de esa pesca sino que será usada para formar una clave talla-edad global, que se aplicará a la distribución de tallas de todas las pescas de esa campaña; dicho en otras palabras: suponemos que la relación entre la talla y la edad no cambia de una pesca a otra. El objetivo del muestreo de edades es determinar un número mínimo de edades para cada grupo de talla. Aunque los peces se miden habitualmente al centímetro inferior, es frecuente agruparlos en la clave talla-edad en grupos de 2 ó 3 cm con el fin de facilitar que todas las clases de talla tengan asignada alguna edad. La necesidad de muestrear por sexos y el rango de tallas aplicable a cada especie vienen determinados por NAFO (NAFO, 1989). En el caso del bacalao el rango de tallas es de 3 cm y no necesita ser separado por sexos al no haber un crecimiento diferencial.

#### **2.2.1.4 Descripción de la población de bacalao**

Aunque hay información que apunta a la existencia de conexiones entre la población de bacalao de Flemish Cap con poblaciones vecinas (de Cárdenas, 1995), para propósitos de gestión esta población está considerada una población aislada (NAFO, 2002) en la cual los fenómenos migratorios no tienen una influencia significativa sobre los parámetros poblacionales. La campaña, que se viene realizando desde 1988, cubre el área de Flemish Cap hasta los 730 m de profundidad, por lo tanto abarca la totalidad del área de distribución del bacalao, especie que rara vez supera los 500 m de profundidad (Doubleday, 1981).

La población está formada principalmente por individuos de entre 1 y 7 años. Los individuos mayores de 7 años son raros. A partir del año 1993 se apreció una caída del reclutamiento a edad 1 a pesar de lo cual la pesquería continuó a un nivel relativamente alto actuando sobre las clases de edad abundantes reclutadas en años anteriores. La combinación sostenida de estos dos fenómenos, alta intensidad de pesca y bajos reclutamientos, condujeron a la actual situación de colapso, con una biomasa total y una biomasa frezante en los niveles históricos más bajos. Puesto que los reclutamientos de los años más recientes continúan siendo bajos, es improbable que la población se



recupere en corto o medio plazo (Vázquez y Cerviño, 2002). La población está bajo moratoria desde 1999.

### **2.2.1.5 Cálculo de abundancia por el método de área barrida**

El proceso de muestreo de abundancias por edad incluye tres niveles:

- 1- Las pescas (distribución de las pescas mediante el diseño de la campaña)
- 2- Muestreo de tallas (submuestra para distribución de tallas)
- 3- Muestreo de edades (submuestra para la clave talla-edad)

Esta combinación de muestreos anidados permite estimar la abundancia por edad por el método de área barrida. La información necesaria para realizar este cálculo incluye, para cada pesca: número de estrato ( $st$ ), distancia recorrida ( $d$ ), relación captura/muestra ( $r$ ), abundancia ( $A$ ) por clase de talla y clave talla-edad ( $CTE$ ). Otra información necesaria es la superficie de cada estrato ( $S$ ) y el área barrida en cada pesca, suponiendo que la anchura del arte (13'5 m) es constante en todas las pescas.

La unidad de muestreo de la campaña está definida como el área cubierta por una pesca estándar de 13'5 m de ancho, arrastrada a 3'5 nudos (1 nudo = 1'852 km/h) en una distancia de 1'75 millas (1 milla = 1'852 Km).

*Método de cálculo.*

1- *Para cada pesca ( $h$ ):* convertir los números por talla en números por edad mediante la aplicación de la clave talla-edad ( $CTE$ ). Esta operación consiste en multiplicar el vector de tallas por la matriz  $CTE$  obteniendo un vector de números por edad para cada pesca:

$$[\text{Abundancia por edad}]_h = [\text{Abundancia por talla}]_h * \begin{bmatrix} CTE \end{bmatrix} \quad \text{Ecuación 2.6}$$

2- *Para cada pesca:* aplicar la relación en peso captura/muestra ( $r$ ) para extrapolar la abundancia por edad de la muestra al total de la captura en esa pesca

$$A_h = r * [\text{Abundancia por edad}]_h \quad \text{Ecuación 2.7}$$

Siendo  $A$  el vector de abundancias por edad

3- *Para cada edad en cada estrato:* calcular la densidad media (abundancia media por unidad de superficie). Existen dos maneras de hacerlo: la primera sería una media simple y la segunda una media ponderada por la distancia de cada pesca, que es el método que se usa en la campaña Flemish Cap.

$$\bar{\rho}_{e,st} = \frac{\sum_{i=1}^n A_i}{\sum_{i=1}^n S_i} \quad \text{Ecuación 2.8}$$

Siendo  $\bar{\rho}$  la densidad media;  $s_i = 13,5 * d_i$ ; y  $d_i$  la distancia recorrida en cada pesca;  $e$  y  $st$  son los subíndices que denotan edad y estrato respectivamente;  $n$  el número de pescas por estrato.

4- *Para cada edad*: extrapolar la densidad en cada estrato a la superficie total del estrato y sumar todos los estratos.

$$I_e = \sum_{st} \bar{\rho}_{e,st} * S_{st} \quad \text{Ecuación 2.9}$$

Siendo  $I_e$  el índice de abundancia por edad y  $S_{st}$  la superficie de cada estrato.

Los resultados obtenidos ( $I_e$ ) tras la Ecuación 2.9 corresponden a todas las clases de edad y la suma de todas las clases de edad completan la abundancia total. Este esquema de muestreo que usa una clave talla edad para repartir una distribución de frecuencias de tallas en clases de edad implicaría que existan covarianzas entre las clases de edad y que estas sean negativas puesto que cuanto mayores sean los miembros de una clase, menores serán los de las otras (Cotter, 1998).

El método descrito se ajusta al diseño del muestreo de la campaña Flemish Cap sin embargo es poco probable que otras campañas compartan exactamente el mismo diseño. Los índices de abundancia tal como se calculan en la campaña Flemish Cap se suelen expresar como índice de abundancia (Vázquez, 2002) calculada por el método de área barrida descrito anteriormente, aunque también es frecuente expresar los índices como densidad media estratificada (Smith, 1997, Cotter, 1998). En cualquiera de los dos casos, el cálculo de su varianza es sencillo aplicando el método descrito por Cochran (1977), frecuentemente citado en la bibliografía revisada. Sin embargo, este método sólo considera la variabilidad debida a la diferencia de abundancia por edad entre las pescas, y no tiene en cuenta la aportación a la variabilidad de todo el proceso de muestreo previo, es decir, del muestreo a bordo de las capturas.

## 2.2.2 Métodos *bootstrap*

### *Cálculo del error estándar, sesgo y percentiles*

La incertidumbre asociada a los parámetros poblacionales estimados es un problema clave en la gestión de pesquerías. Estadísticos como el error estándar, sesgo o intervalos de confianza están diseñados para cuantificar esa incertidumbre. En situaciones simples, la incertidumbre asociada a un estimador puede ser resuelta mediante cálculos analíticos suponiendo un determinado modelo probabilístico asociado a los datos (Cochran, 1977). Sin embargo, en situaciones más complejas, la solución analítica puede ser complicada y sus resultados erróneos si se cometen simplificaciones o supuestos inapropiados.

En estas condiciones, los métodos *bootstrap* (Efron y Tibshirani, 1993) proporcionan una alternativa válida ya que no asumen que la muestra haya sido tomada de una población con una distribución estadística concreta. La idea básica del *bootstrap* es que en ausencia de otra información sobre la población, la distribución de una muestra aleatoria es la mejor guía sobre la distribución de la población; por lo tanto, remuestrear la muestra con remplazamiento nos aproxima a lo que sucedería si remuestreáramos la población (Manly, 1997).

Los métodos *bootstrap* han sido usados principalmente para examinar las propiedades estadísticas de un estimador muestral (Efron y Tibshirani, 1986, DiCiccio y Efron, 1996) como su error estándar, su sesgo o sus intervalos de confianza; aunque también se han aplicado al test de hipótesis (Noreen, 1989).

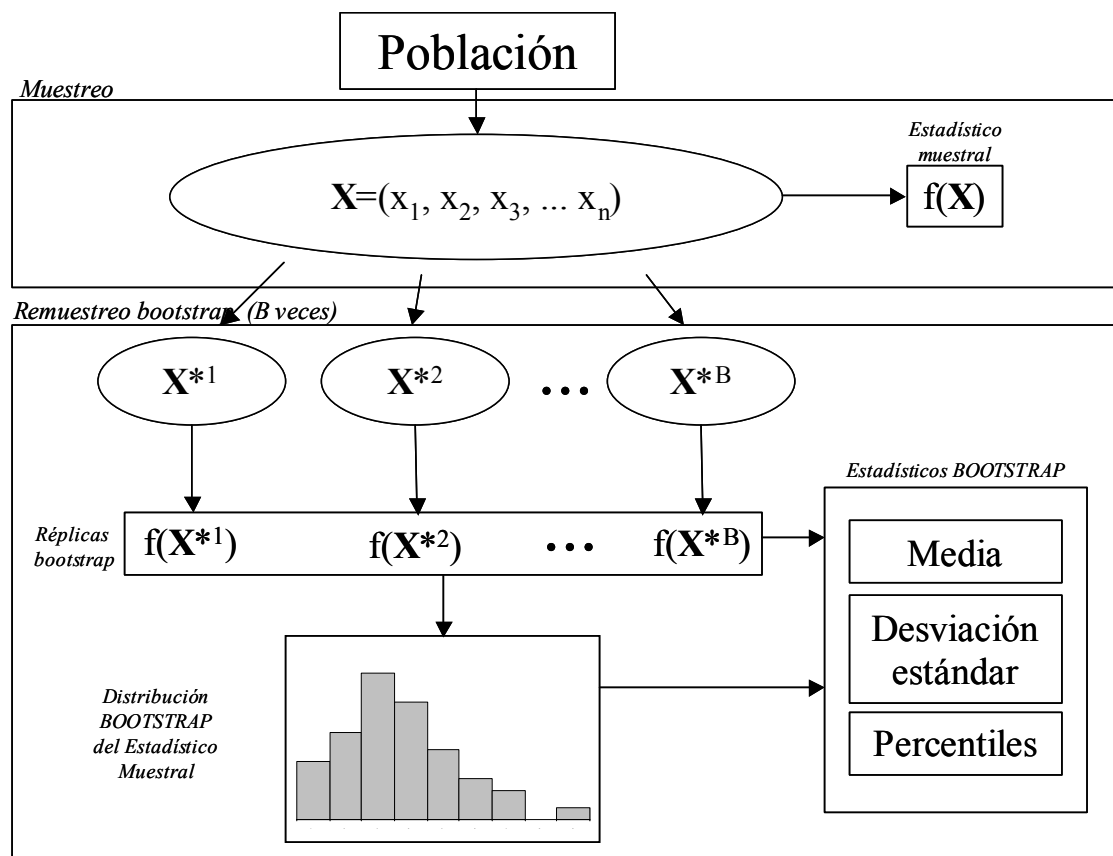


Figura 2.2.- Esquema del proceso de estimación de estadísticos *bootstrap*.

La Figura 2.2 muestra el proceso de estimación de estadísticos *bootstrap* a partir de una muestra. Consideremos que disponemos de una muestra (X) a partir de la cual calculamos un estadístico de interés que estime algún parámetro poblacional ( $f(X)$ ). Las propiedades estadísticas de este estimador pueden ser calculadas mediante remuestreo *bootstrap* de la siguiente manera:

1. Tomar con remplazameinto B muestras de tamaño n, siendo n el número de observaciones de la muestra original y B un número de réplicas suficientemente grande.
2. A partir de cada una de estas B pseudomuestras, calcular el estimador de interés ( $f(X^*)$ ).
3. Estos B valores del estimador constituyen la distribución de  $f(X)$ , a partir de la cual se calculará su media (media *bootstrap*), desviación estándar (error estándar *bootstrap*) y sus percentiles. Los detalles de estos cálculos se estudiarán a continuación.

#### *El error estándar*

El error estándar es el término que define la desviación estándar de un estadístico muestral. Se puede estimar analíticamente el error estándar de, por ejemplo, una media muestral de tamaño n mediante la siguiente ecuación:

$$\sigma_{\bar{x}} = s_x / \sqrt{n}$$

$$\text{Siendo } s_x = \sqrt{\sum (x_i - \bar{x})^2 / (n - 1)}$$

Otra posibilidad sería tomar un número suficientemente grande de muestras de tamaño n, calculando la media de cada una de ellas y entonces calcular la desviación estándar de estas medias, esto es, mediante réplicas. Algo similar es lo que se hace con el método *bootstrap* sólo que las réplicas no se realizan muestreando la población original sino muestreando con remplazamiento la muestra.

Mediante *bootstrap*, el proceso es el siguiente (Efron y Tibshirani, 1986):

1. Dada una muestra de tamaño n, calcular el parámetro de interés  $\hat{\theta}$  del cual queremos saber su error estándar. La distribución de esta muestra se considera equivalente a la distribución de la población y  $\hat{\theta}$  es el estimador muestral del parámetro poblacional  $\theta$ .
2. Generar B muestras *bootstrap* de tamaño n mediante muestreo con remplazamiento de la muestra original, asignando a cada observación una probabilidad  $1/n$  y calcular el correspondientes valor  $\theta^* (\theta_1^*, \theta_2^*, \theta_3^* \dots \theta_B^*)$  para cada una de las B muestras *bootstrap*.
3. Estimar el error estándar del parámetro  $\theta (\sigma_{\theta})$  calculando la desviación estándar de las B replicas *bootstrap*.

$$\sigma_{\theta}^* = \sqrt{\sum_{b=1}^B (\theta_b^* - \bar{\theta}^*)^2 / (B-1)} \quad \text{Ecuación 2.10}$$

donde  $\bar{\theta}^*$  es la media de las replicas *bootstrap*, que corresponde al estimador *bootstrap* del estadístico  $\theta$ .

$$\bar{\theta}^* = (1/B) * \sum_{b=1}^B \theta_b^*$$

El estimador *bootstrap* del error estándar tiene la ventaja ser aplicable independientemente de la complejidad de la función matemática que defina al estimador. En el caso de el cálculo del error asociado a una media simple, el método *bootstrap* no aporta nada nuevo que no pueda solucionarse mediante los métodos analíticos clásicos, sin embargo, para estimadores complejos donde el cálculo analítico del error estándar no es evidente, el remuestreo *bootstrap* proporciona un método alternativo para calcular su error estándar.

#### *Matriz de covarianzas y correlaciones*

Otra de las posibilidades estadísticas de los métodos *bootstrap* es la estimación directa de la matriz de covarianzas. Si usamos un mismo método de muestreo para estimar varios parámetros al mismo tiempo; el *bootstrap* captura la dependencia entre estos parámetros en cada iteración. Si el tamaño de las muestras *bootstrap* es suficientemente grande, se puede estimar su matriz de covarianzas (o correlaciones) mediante la fórmula habitual:

$$Cov(\theta, \delta) = (1/B) * \sum_{b=1}^B (\theta_b^* - \bar{\theta}^*) * (\delta_b^* - \bar{\delta}^*) \quad \text{Ecuación 2.11}$$

$$Corr(\theta, \delta) = Cov(\theta, \delta) / (\sigma_{\theta}^* \sigma_{\delta}^*) \quad \text{Ecuación 2.12}$$

Davison y Hinkley (1997) muestran que, en el caso de una media simple, el método *bootstrap* subestima su varianza en un factor de  $(n-1)/n$ , siendo  $n$  el tamaño de la muestra. Cuando el tamaño de la muestra es grande, este factor es inapreciable pero en muestras pequeñas puede provocar una subestimación de la varianza de la media. Lo mismo sucede con la covarianza. Esto se debe a que la varianza o la covarianza de una muestra subestiman la varianza o la covarianza poblacional en un factor de  $(n-1)/n$ . Sin embargo, la correlación, que se calcula como la relación entre la covarianza y el producto de los respectivos errores estándar (Ecuación 2.12), puesto que numerador y denominador están modificados por el mismo factor podemos considerar que su estimador *bootstrap* es un estimador insesgado.

#### *El sesgo*

El sesgo de un estimador es la diferencia entre el valor verdadero y el valor estimado. El sesgo de un estimador se puede aproximar mediante *bootstrap* como la diferencia entre

la media del estimador obtenida con un gran número de muestras *bootstrap* y el estimador obtenido de la muestra original (Manly, 1997).

$$\text{sesgo} = \bar{\theta}^* - \hat{\theta}$$

Ecuación 2.13

el método *bootstrap* asume que:  $\text{sesgo} = \theta - \hat{\theta} \cong \bar{\theta} - \bar{\theta}^*$ ; sin embargo, Efron y Tibshirani (1993) no recomiendan usar esta estimación del sesgo para corregir el estimador debido a la alta variabilidad del sesgo estimado mediante remuestreo, aunque reconocen que ofrece una visión razonable de su tendencia y en algunos casos puede ser útil para corregir los intervalos de confianza.

#### Los intervalos de confianza

Una de las principales aportaciones del *bootstrap* es la mejora del cálculo de intervalos de confianza. Una manera habitual de calcular los intervalos se basa en el teorema del límite central y en la distribución normal del error, de tal manera que:

$$\hat{\theta} \pm z^{(\alpha/2)} \hat{\sigma}$$

Ecuación 2.14

donde  $\hat{\theta}$  es un estimador del parámetro de interés,  $\hat{\sigma}$  es una estimación de la desviación estándar de  $\hat{\theta}$  y  $z^{(\alpha/2)}$  es el percentil de la distribución normal  $N(0,1)$ . Este método proporciona intervalos simétricos alrededor del parámetro y funciona correctamente si la distribución de la población estudiada es normal o si se cumple el teorema del límite central. El *bootstrap*, además de proporcionarnos una estimación del error estándar del estadístico de interés, también nos puede proporcionar una estimación de la distribución de frecuencias de dicho estadístico; esta distribución nos permite comprobar hasta que punto se cumple el supuesto de normalidad; evidentemente, en el caso de que esta distribución no sea normal, los intervalos estimados a partir de la distribución empírica (*bootstrap*) serán más reales que los calculados suponiendo normalidad.

Existen varios métodos *bootstrap* para calcular los intervalos de confianza, cada uno de ellos está pensado para solucionar diferentes problemas (DiCiccio y Efron, 1996). Aquí vamos a ver tres de los más frecuentemente usados, siguiendo una complejidad creciente:

#### 1-Límites de confianza *bootstrap* estándar:

El más sencillo de los métodos consiste en usar los intervalos estándar (Ecuación 2.14) sustituyendo  $\hat{\sigma}$  por su estimado *bootstrap*  $\hat{\sigma}_{\theta}^*$ . Los requisitos para que este método funcione son (Manly, 1997): (a) que  $\hat{\theta}$  tenga una distribución aproximadamente normal, (b) que  $\hat{\theta}$  sea un estimador insesgado del parámetro de interés  $\theta$  y (c) que el remuestreo *bootstrap* proporcione una buena aproximación de  $\sigma$ . Hemos visto que las condiciones (a) y (b) pueden ser evaluadas mediante técnicas *bootstrap*; el método es especialmente práctico cuando no existe una manera alternativa para estimar  $\sigma$ .

#### 2- Método del percentil.

La distribución de frecuencias *bootstrap* permite observar hasta que punto se puede asumir que ésta es normal. Cuando no se ajusta a la normalidad existen

otros métodos para estimar los límites de confianza que se basan en su propia distribución de frecuencias.

Dadas  $B$  réplicas *bootstrap*, podemos estimar  $B$  veces el parámetro  $\theta$ . Una estimación de los  $100(1-\alpha)\%$  límites alrededor de la estimación muestral de  $\theta$  nos viene dada por los dos estimadores *bootstrap* que encierran el  $b(1-\alpha)\%$  del centro de la distribución de frecuencias *bootstrap*. Su cálculo es sencillo: se ordenan los  $B$  estimadores de menor a mayor y el límite inferior estará representado por el  $B(\alpha/2)$  de la serie y el límite superior por el  $B(1-\alpha/2)$ .

$$[\hat{\theta}_{b(\alpha/2)}, \hat{\theta}_{b(1-\alpha/2)}]$$

Dadas 1000 muestras *bootstrap*, el intervalo de confianza que contenga el 95% se encontrara entre la muestra número 25 y la 975, una vez ordenadas las réplicas de menor a mayor.

### 3- Método del percentil corregido al sesgo.

Se ha mostrado como estimar el sesgo como la diferencia entre el estimador muestral y el estimados *bootstrap* (Ecuación 2.13). A la hora de definir unos intervalos más precisos es necesario introducir una corrección que considere este sesgo.

El método consiste en determinar que percentiles serán usados, después de eliminar el sesgo debido a que el parámetro estimado no coincide con la mediana de la distribución *bootstrap*; una vez que tengamos una distribución *bootstrap* con un número de muestras suficiente, los pasos son los siguientes:

1. Determinar la proporción ( $p$ ) de replicas menores que el estimador original ( $\hat{\theta}$ ).
2. Calcular  $z_0$  como el valor de una distribución  $N(0,1)$  que es excedido con una probabilidad  $p$ . Si  $p=0.5$ , es decir, si la mitad de los valores están por debajo de valor original, entonces no hay sesgo y  $z_0=0$ .
3. Calcular los percentiles que se corresponden con el nivel  $\alpha$  especificado:  $[\phi(2z_0 - z_{\alpha/2}), \phi(2z_0 + z_{\alpha/2})]$ ; donde  $\phi$  es la distribución  $N(0,1)$  acumulada, que determina el orden de los percentiles *bootstrap*.

#### 2.2.2.1 Estadísticos para comparaciones

Con el fin de determinar las propiedades estadísticas del estimador de abundancia por edad y para propósitos de comparación entre simulaciones usaremos las siguientes medidas de precisión, sesgo y exactitud derivadas de los estadísticos *bootstrap* descritos anteriormente: la forma, la longitud del intervalo de confianza del 90% (L 90); el porcentaje de sesgo (S) y el error cuadrático medio *bootstrap* (ECB) modificados sobre los definidos por McConnaughey y Conquest (1993).

La forma (F) es una medida de la simetría de una distribución, calculada como el logaritmo natural de la distancia entre el límite superior menos la mediana, dividido entre la mediana menos el límite inferior (Smith, 1997)

$$F = \ln((P_{.95} - P_{.5}) / (P_{.5} - P_{.05}))$$

La forma nos indica la medida en que la distribución se aleja de la simetría; si F es mayor que 0, entonces la distribución está desplazada hacia la derecha. Valores de F iguales a 0 indican distribuciones simétricas.

La longitud (L), o rango, es una medida de precisión definida como la diferencia entre el valor del límite superior del intervalo de confianza del 90% (LS) menos su límite inferior (LI).

$$L = LS - LI$$

Ecuación 2.15

El porcentaje de sesgo (S) es una medida de la proporción de sesgo con respecto al estimador del valor verdadero:

$$S = 100 * (\text{sesgo} / \hat{\theta})$$

Ecuación 2.16

La exactitud de un estimador se puede calcular si conocemos su varianza y su sesgo tal como describe Cochran (1977)

$$\text{Exactitud} = \text{Varianza} + \text{Sesgo}^2$$

El Error Cuadrático Medio *Bootstrap* (ECB) es una medida directa de la exactitud de un estimador, mide conjuntamente el sesgo y dispersión, calculada como:

$$ECB = \sqrt{(1/B) * \sum_{b=1}^B (\theta_b^* - \hat{\theta})^2}$$

Ecuación 2.17

ECB es el equivalente *bootstrap* a la raíz cuadrada de la exactitud tal como la calcula Cochran (1977). ECB mide la variación media entre cada valor *bootstrap* y un estimador del valor verdadero. Si dicho estimador no está sesgado ( $\bar{\theta}^* = \hat{\theta}$ ), ECB mide el error estándar del estimador, exactamente igual que la Ecuación 2.10, pero si esta sesgado, ECB cuantifica conjuntamente el error estándar y el sesgo. Esta medida es especialmente útil a la hora de comparar un estimador sesgado con otro que no lo es, o al comparar dos estimadores con diferente de sesgo.

Del mismo modo, para realizar comparaciones independientes del valor del estadístico se puede usar el coeficiente de variación *bootstrap* (CVB)

$$CVB = ECB / \hat{\theta}$$

Ecuación 2.18



### 2.2.2.2 El error en estimadores *bootstrap*

Se ha descrito como se pueden usar los métodos *bootstrap* para evaluar la exactitud estadística de un estimador, sin embargo, los estadísticos *bootstrap* no son exactos ya que pueden tener una varianza sustancial. Esta varianza puede tener dos orígenes distintos (Efron y Tibshirani, 1993): por un lado está el error debido a que analizamos una muestra y no la población entera; es decir, el error estadístico o la variabilidad de muestreo, y por otra parte, el error debido a que no podemos realizar infinitas submuestras, es decir, el error de simulación o la variabilidad del remuestreo (Figura 2.3). El primer objetivo de un análisis mediante métodos *bootstrap* es reducir al máximo ambos tipos de errores.

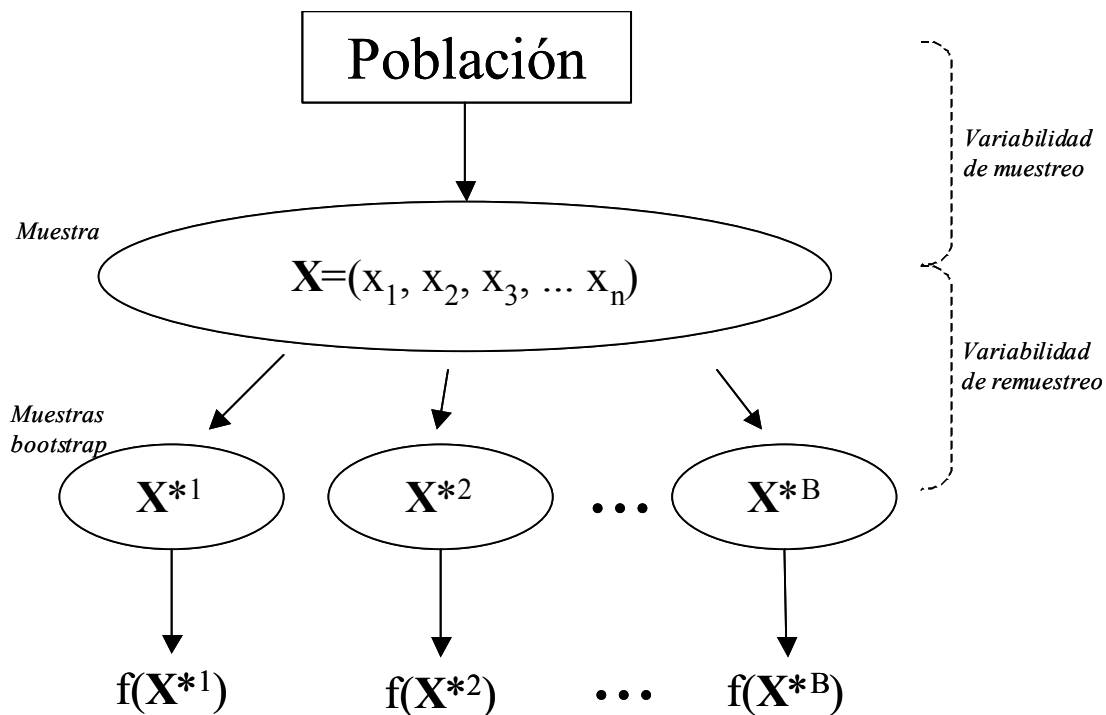


Figura 2.3.- Esquema de un proceso *bootstrap* mostrando la variabilidad de muestreo y de remuestreo.  $n$  es el tamaño de la muestra original y  $B$  es el número de muestras *bootstrap*

El error de simulación se puede reducir aumentando el número de réplicas. La teoría nos dice que los mejores estimadores se obtienen con infinitas réplicas, algo que en la práctica es imposible e innecesario. La cuestión de interés es el número de réplicas *bootstrap* necesarias para obtener un estadístico de suficiente precisión para nuestro propósito. Sabemos que conforme aumenta el número de réplicas se reduce el error de simulación. Efron y Tibshirani (1986) encuentran que, dependiendo de la complejidad del estadístico de interés, entre 25 y 200 réplicas pueden ser suficientes para estimar su error estándar. Sin embargo para estimar intervalos de confianza, para los cuales necesitamos conocer los percentiles, son necesarias más muestras porque la determinación del percentil depende de la cola de la distribución, donde las muestras

son escasas, Efron y Tibshirani (1993) sugieren un número de muestras entre 1000 y 2000 dependiendo del estimador y del nivel de significación que busquemos. Actualmente el tiempo de computación se ha reducido considerablemente y el número de réplicas no debería ser un problema. En cualquier caso es necesario comprobar que estamos trabajando con un número suficiente, y hay dos maneras de hacerlo: la primera sería repetir el proceso *bootstrap* varias veces para comprobar si convergen en el mismo resultado; una segunda manera sería siguiendo los estadísticos de interés (media, varianza, percentiles, etc.) conforme aumenta el número de réplicas hasta que se alcanza un nivel de estabilidad que consideremos suficiente (Manly, 1997; Haddon, 2001).

El error estadístico se puede reducir, por supuesto, aumentando el tamaño de la muestra, algo que no siempre es posible, pero también depende de la elección del estadístico adecuado, es decir, aquel que proporcione la distribución que más se aproxime a la original. Por ejemplo, con una población altamente desviada a la derecha, la media geométrica puede ser un estimador de la media más eficaz que la media aritmética, especialmente cuando la muestra es reducida (McConnaughey y Conquest, 1993). El método *bootstrap* nos proporciona una manera objetiva de evaluar y comparar cualquier estimador mediante los estadísticos descritos con anterioridad.

#### *¿Cuándo falla el “bootstrap”?*

Los métodos *bootstrap* pueden proporcionar en situaciones complicadas errores estándar e intervalos de confianza que de una manera analítica serían intratables, sin embargo no siempre funcionan correctamente. Ya hemos visto que la varianza y la covarianza *bootstrap* pueden estar sesgadas en un factor de  $(n-1)/n$ ; este sesgo es inapreciable con tamaños de muestra mayores de 20 aunque con muestras pequeñas debe ser tenido en cuenta. Aparte de esto, el *bootstrap* puede fallar debido a sus propiedades asintóticas, inexactitud inherente de la muestra y presencia de casos atípicos (Dixon, 2001).

1. Las propiedades asintóticas se refieren a la facultad del método de converger hacia un determinado valor según aumenta el número de réplicas; se ha observado que en determinadas situaciones esta convergencia se produce más lentamente de lo deseable y el método falla si se detiene en un número insuficiente de replicas.
2. En determinadas situaciones el *bootstrap* falla debido a una característica intrínseca al problema. Dixon (2001) proporciona como ejemplo el cálculo de la riqueza de especies; el conteo del número de especies de una muestra es habitualmente una infravaloración del número de especies de la población debido a que algunas especies raras pueden no estar incluidas en la muestra; cuando se realiza un *bootstrap* en estas muestras nunca se obtendrán submuestras con un número de especies mayor que el de la muestra original y por lo tanto los intervalos de confianza fallarán. Problemas similares se pueden encontrar en la determinación de máximos o mínimos.
3. Por último, el *bootstrap* puede fallar debido a la presencia de casos atípicos: puesto que el *bootstrap* asume que la distribución de la muestra representa la distribución de la población, si la muestra es inusual también lo serán los estimadores *bootstrap* derivados de ella. Un claro ejemplo de este problema es con poblaciones con distribuciones muy asimétricas donde es fácil que los valores extremos estén submuestreados. Los estadísticos derivados de estas

distribuciones, como la media de una distribución lognormal, son muy dependientes de estos altos e infrecuentes valores. Por supuesto, no hay ningún método estadístico que pueda resolver problemas derivados de tamaños de muestra pequeños o malos diseños de muestreo; en estas circunstancias los métodos *bootstrap* fallan como fallaría cualquier otro método sin embargo, con métodos *bootstrap*, los datos atípicos pueden generar distribuciones discretas para valores intrínsecamente continuos como en el caso de abundancias de peces (Smith, 1997).

#### *Resumen final técnicas bootstrap*

Las técnicas *bootstrap* nos ofrecen la posibilidad de evaluar la incertidumbre asociada a un estimador mediante el cálculo automático de su error estándar, sus intervalos de confianza, su sesgo y su distribución de frecuencias. Tienen la ventaja sobre los métodos paramétricos de que no depende de ningún supuesto acerca de la distribución estadística asociada a los datos; cuando no existen dudas acerca de la distribución subyacente, los métodos paramétricos son la mejor opción. Sin embargo, en situaciones de incertidumbre sobre la distribución de un parámetro, los métodos *bootstrap* proporcionan estimadores más robustos (Efron y Tibshirani, 1993). También pueden ser útiles en situaciones en que se conoce el modelo del error pero el parámetro a estimar implica procesos complejos y el cálculo analítico de su error no es sencillo. Por otra parte, las principales desventajas de los métodos *bootstrap* son: la necesidad de desarrollar programas de ordenador adecuados a las circunstancias particulares de cada caso y el tiempo que se emplea en los cálculos, que depende de la complejidad del problema y del número de réplicas.

Puesto que el único supuesto de los métodos *bootstrap* es que la distribución de la muestra conserva las propiedades estadísticas de la distribución de la población, el *bootstrap* fallará cuando la distribución muestral no sea representativa de la distribución poblacional; esta última característica no hace que el método sea inferior a otros ya que no hay ninguno suficientemente robusto para este tipo de problema.

### **2.2.3 Método *bootstrap* aplicado al cálculo de la abundancia por edad del bacalao de Flemish Cap**

La estimación de abundancias por edad mediante muestreos aleatorios estratificados implica una serie de muestreos complejos encadenados. El cálculo del error asociado a estas estimas mediante métodos analíticos no es un proceso obvio. Cotter (1998), plantea un método analítico para estimar la varianza y covarianzas de las abundancias por edad incluyendo el proceso de muestreo completo, aunque dada la complejidad del cálculo, recurre a algunas simplificaciones y en algunos casos, al tratar de separar las distintas fuentes de variabilidad, obtiene resultados que no tienen sentido estadístico como varianzas negativas o correlaciones con valores absolutos superiores a 1. Por otra parte, el diseño de la campaña descrita por Cotter (1998) no se ajusta al diseño de la campaña Flemish Cap y su método no tiene una aplicación directa. Otro problema relacionado con el error de la abundancia por edad es la incertidumbre sobre su distribución estadística; en general, se puede decir que los índices de abundancia no se ajustan a una distribución normal y es necesario un gran número de muestras para poder aplicar el teorema del límite central; más de 200 para Sissenwine (1978); sin embargo,

en ocasiones resulta aceptable el uso de modelos alternativos como el lognormal, delta, gamma, weibull, multinomial, etc (Myers y Pepin, 1990, Smith, 1990, Pennington, 1996).

Esta situación de incertidumbre acerca de la distribución subyacente, junto con la complejidad del diseño del muestreo y su dificultad para desarrollar métodos analíticos que proporcionen una estimación fiable de la varianza y de las covarianzas asociadas a la abundancia por edad, son las condiciones en las cuales los métodos *bootstrap* pueden servir como alternativa. En los siguientes apartados se describe como se adapta la metodología *bootstrap* al problema de cálculo de la incertidumbre de los índices de abundancia por edad del bacalao de Flemish Cap.

### 2.2.3.1 El *bootstrap* en los tres niveles de muestreo

El *bootstrap* es una alternativa a los métodos analíticos, pero a la hora de aplicarlo al muestreo de la abundancia por edad del bacalao de Flemish Cap hay que tener en cuenta los problemas relacionados con el método de muestreo: los problemas relacionados con el diseño del las pescas y la estratificación, y los problemas relacionados con el muestreo de las capturas, tanto el muestreo de tallas como el muestreo de edades.

El nivel al que el remuestreo *bootstrap* debe ser hecho no es un problema obvio cuando manejamos muestreos complejos que incluyen varios niveles anidados como es el caso de la estimación de la abundancia por edad en diseños aleatorios estratificados, la cual incluye las pescas, con submuestras para distribución de tallas y submuestras para distribución de edades. Desde el punto de vista de la dependencia de las fuentes de variabilidad, este muestreo se puede dividir en tres etapas: primero la distribución de las pescas, que responde a una estratificación por áreas, segundo, el muestreo de las tallas y tercero, el muestreo de las edades que responde a una estratificación por rangos de tallas. En estos casos de muestreos complejos no existe un método *bootstrap* directamente aplicable y es necesario analizar los procesos por separado para establecer qué constituye una muestra independiente en cada proceso y para diseñar un método que integre todas las fuentes de variación con las posibles dependencias entre ellas.

En los muestreos más simples todos los casos son independientes y cada unidad de muestreo tiene igual oportunidad de ser elegida, lo cual simplifica la aplicación del método *bootstrap*. En los diseños aleatorios estratificados, cada unidad de muestreo tiene la misma probabilidad de ser elegida dentro de cada estrato, pero los distintos estratos pueden tener distintas intensidades de muestreo y estas diferencias deben estar reflejadas en el proceso *bootstrap* (Smith, 1997). En este estudio, se realizará la selección *bootstrap* de las pescas de un modo independiente dentro de cada estrato.

El muestreo de tallas tiene dos fuentes de variación: entre pescas y dentro de cada pesca o entre individuos. La cuestión que se plantea es si el remuestreo debe hacerse en el nivel inferior de muestreo (entre individuos), en el nivel superior (entre pescas) o en ambos. Teniendo en cuenta que los peces se agrupan formando bancos de individuos relativamente similares entre sí, los individuos dentro de cada pesca no constituyen observaciones independientes (Pennington *et al.*, 2002) con lo cual el *bootstrap* de individuos no sería procedente. El *bootstrap* entre pescas sería más apropiado puesto que estas son aleatorias e independientes, sin embargo este camino ignora la variabilidad entre individuos y subestima la varianza (Dixon, 2001, McCallum, 2000).

Davison y Hinkley (1997) encuentran que en diseños bien equilibrados es decir, con el número de submuestras igual en cada muestra, y si el nivel superior tiene un número de muestras suficiente (mas de 10), entonces remuestrear el nivel superior es suficiente, sin embargo, en situaciones más complejas, o cuando el muestreo no está equilibrado, la sugerencia general es remuestrear todos los niveles. La otra opción sería remuestrear las dos fuentes de variabilidad conjuntamente; primero, generar una muestra *bootstrap* de pescas muestreando aleatoriamente y con remplazamiento las pescas originales y, segundo, remuestrear los individuos, de nuevo con reemplazamiento, en cada una de las pescas seleccionadas. En este estudio, se realizará la selección *bootstrap* de las tallas dependiente de la selección previa de las pescas.

El muestreo de edades se usa para generar una tabla de doble entrada, tallas y edades, que permita asignar las edades correspondientes a la distribución de tallas obtenidas en cada pesca. El muestreo de edades está estratificado por rangos de tallas (cada 3 cm para el bacalao) y de un modo independiente de las pescas. Existen dos métodos para el muestreo de edades: el muestreo aleatorio que separa peces aleatoriamente de la muestra de tallas y por lo tanto muestrea con mayor intensidad las clases más abundantes, y el muestreo fijo que tiene por objetivo una cantidad constante de peces para cada clase de talla. Este segundo caso es el que se aplica en la campaña Flemish Cap y tiene la ventaja de que garantiza una muestra mínima para las clases de talla poco abundantes y economiza el muestreo de edades al no sobremuestrear las edades muy abundantes. Puesto que las observaciones dentro de cada estrato son independientes entre si, se podría aplicar el *bootstrap* a los dos métodos sin mayores problemas. La manera de hacerlo es generando, mediante muestreo con reemplazamiento, una nueva distribución en cada estrato o rango de tallas. En este estudio, puesto que todas las pescas de cada campaña usan la misma clave talla-edad, para mantener los mismos criterios de variabilidad, se creará una sola clave talla-edad al principio de cada simulación y ésta se aplicará a todas las pescas que resulten de esa simulación.

### **2.2.3.2 Algoritmo del cálculo *bootstrap* del índice de abundancia por edad**

La Figura 2.4 muestra como se generan las muestras *bootstrap* a partir de los datos de la campaña original. La estimación de la abundancia por edad de la población de bacalao de Flemish Cap consta de 3 niveles de muestreo: la selección de pescas, la distribución de tallas en cada estación de pesca y la asignación de edades mediante la clave talla-edad, que corresponden con *bootstrap 1, 2 y 3* en la Figura 2.4. El proceso de generación de muestras *bootstrap* en el ordenador consiste en darle a cada observación independiente la misma probabilidad de ser seleccionada, para mantener este criterio, el remuestreo *bootstrap* es ligeramente distinto en los tres niveles.

1) *Selección de las pescas*. En cada estrato, seleccionar con remplazamiento una muestra de tamaño  $n$ , siendo  $n$  el número original de pescas de ese estrato; se genera un número de pseudopescas igual al original y con una distribución por estrato igual a la original. Cada distribución *bootstrap* se crea con la ayuda del generador de números aleatorios; puesto que las pescas de cada estrato tienen igual probabilidad de ser escogidas, el proceso consiste en numerar las pescas dentro de cada estrato y generar  $n$  números aleatorios enteros entre 1 y  $n$ , siendo  $n$  el número de pescas de ese estrato. A cada una de estas pescas la llamaremos *pseudopesca*.

2) *Selección de las tallas.* Cada *pseudopesca* tiene su propia distribución original de tallas; para generar una distribución *bootstrap* de estas tallas se remuestrea con remplazamiento asignando a cada observación la misma probabilidad. Puesto que esta distribución de tallas puede corresponder a una muestra de las capturas, y no a las capturas totales, antes de asignar las edades correspondientes, es necesario extrapolar la distribución de tallas de la muestra al total de la captura. El factor de extrapolación se obtiene mediante la relación entre el peso de la captura y el peso de la muestra ya que habitualmente no se dispone del número total de individuos. Puesto que la aplicación de este factor puede proporcionar un número de peces fraccionado, antes de asignar las edades, se redondea al entero más próximo.

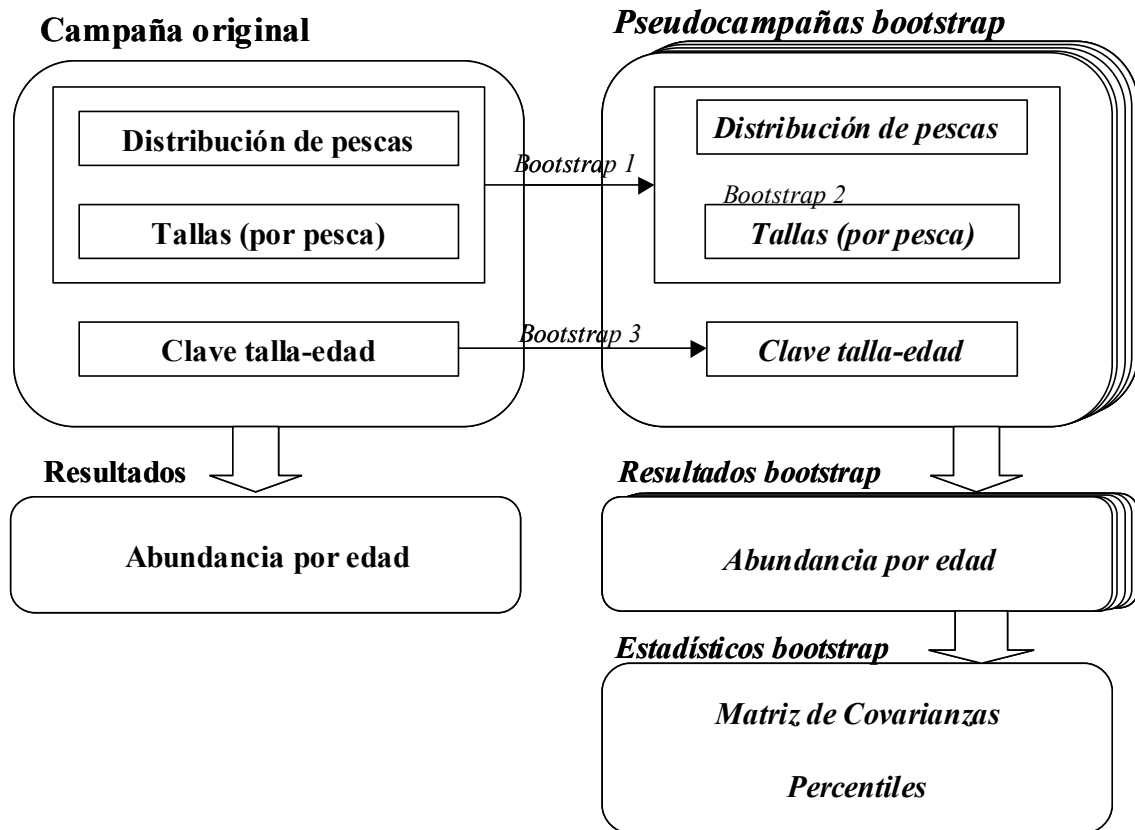


Figura 2.4.- Algoritmo del cálculo bootstrap de los Índices de abundancia. A la izquierda la campaña original y a la derecha el proceso bootstrap

La generación en el ordenador de la distribución de tallas *bootstrap* es la siguiente (Figura 2.5): primero, se crea una distribución acumulada de sus frecuencias absolutas para cada pesca, segundo, mediante el generador de números aleatorios se obtienen  $n$  números entre 1 y  $n$ , siendo  $n$  el número de individuos medidos y, tercero, cada uno de los  $n$  números elegido determina, a través de la distribución acumulada, la talla que le corresponde.

3) *Selección de edades.* Antes de iniciar la asignación de edades hay que generar una clave talla-edad que será común para todas las frecuencias de tallas de cada *pseudocampaña*. El muestreo de las edades se realiza aleatoriamente sobre clases de tallas con lo cual, el remuestreo debe ser independiente en cada una de estas clases. El mecanismo para mantener la variabilidad generada por la clave talla-edad es similar al

remuestreo con remplazamiento descrito para las tallas, con la salvedad de que cada clase de tallas dará lugar a una nueva distribución.

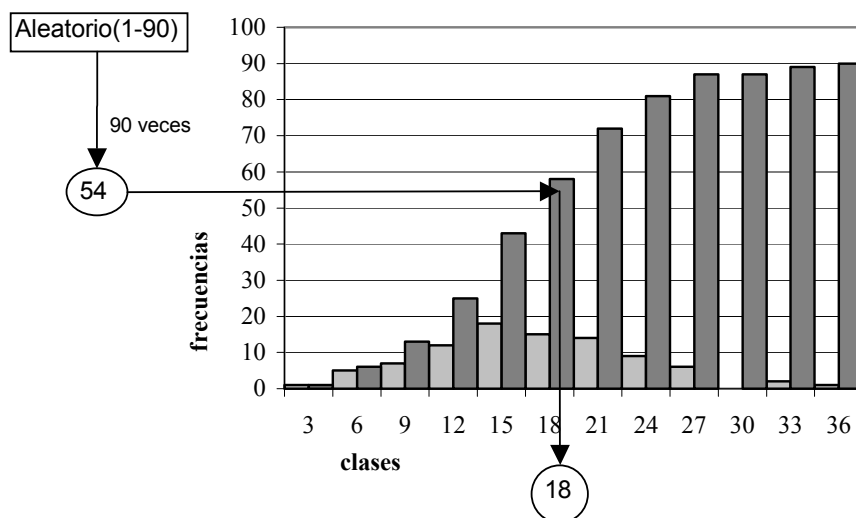


Figura 2.5-. Ejemplo de proceso de generación de muestras bootstrap a partir de una distribución de frecuencias. La figura muestra una distribución de frecuencias de 90 observaciones (gris claro) y su correspondiente distribución acumulada (gris oscuro). El objetivo es generar una nueva distribución (bootstrap) donde cada nueva observación tenga la misma probabilidad que en la distribución original. Primero se genera un número aleatorio entero 1 y 90; en el gráfico se muestra el número 54 como ejemplo. Segundo, el número generado se proyecta en el eje de ordenadas hasta alcanzar la clase correspondiente, en este caso la clase 18. Tercero, el proceso se repite 90 veces asignando a cada número aleatorio su correspondiente clase.

Tras realizar este proceso obtenemos la abundancia por edad de una *pseudocampaña*, con el número de individuos por edad en cada *pseudopesca*. Con estos datos podemos obtener la abundancia por edad calculada por el método de área barrida (Ecuación 2.6-Ecuación 2.9). Si generamos un número suficientemente grande de *pseudocampañas*, obtendremos la distribución *bootstrap* de los índices de abundancia para cada una de las edades y podremos determinar sus propiedades estadísticas tal como se describió (Ecuación 2.10-Ecuación 2.18). Además, puesto que el método recoge las fuentes potenciales de variación de todo el proceso, el cual termina con la asignación de edades; también recoge la dependencia entre las distintas edades, con lo cual podemos calcular la matriz de covarianzas mediante las fórmulas habituales a partir de las series *bootstrap* de abundancias por edad (Ecuación 2.11-Ecuación 2.12).

### 2.2.3.3 El generador de números aleatorios

Antes de poner el método en marcha es necesario tomar algunas precauciones sobre las herramientas informáticas a usar. La programación de los métodos, tanto del algoritmo de cálculo de la abundancia por edad como de los métodos de remuestreo, se realizó usando Visual Basic para Aplicaciones (VBA), que es una plataforma que combina el lenguaje de programación Visual Basic con las salidas gráficas y otros recursos de la hoja de cálculo Excel. VBA proporciona una función para la generación de números aleatorios llamada *Rnd()*, fundamental para la aplicación de métodos de remuestreo como el *bootstrap*. Esta función genera números aleatorios entre 0 y 1 asignando una probabilidad constante y continua a todo el rango. Con unas pequeñas modificaciones,

la función *rnd()* también se puede usar para construir generadores de números aleatorios enteros, de rango variable o de distribuciones continuas (normal, lognormal, etc.).

Aunque existen distintos algoritmos para generar números aleatorios, ninguno es perfecto puesto que dependen de un programa que siempre tendrá un comportamiento predecible (Press *et al.*, 1992), por este motivo los números aleatorios generados así también se llaman *pseudoaleatorios*. Los generadores de mayor calidad también son los que emplean mayor tiempo, en cualquier caso, la calidad que se le exige a un generador de números aleatorios dependerá del uso que se le vaya a dar; lo que es suficientemente aleatorio para una aplicación puede no serlo para otra. Existen varias pruebas estadísticas que permiten comprobar si un generador de números aleatorios cumple con los mínimos exigibles.

Knuth (1997) sugiere aplicar una prueba de  $\chi^2$  para comprobar que las diferencias entre los valores *pseudoaleatorios* generados por la función que queremos probar y los valores esperados son fruto del azar. Para probar la función *Rnd()* de VBA, se siguió el método descrito por Haddon (2001), que consta de los siguientes pasos:

1. Generar un número de observaciones independientes suficientemente grandes. En este caso son 1000 observaciones con la función *Rnd()*, es decir, 1000 valores entre 0 y 1.
2. Establecer categorías y contar las observaciones que caen en cada categoría. En este caso, 10 categorías de tamaño 0,1 con igual probabilidad (1/10). El valor esperado de casos en cada categoría es de 100
3. Calcular el valor  $\chi^2$ .
4. 
$$\chi^2 = \sum_{c=1}^{10} (obs - 100)^2 / 100$$
5. Repetir el proceso (pasos 1 a 3) un número suficientemente grande de veces (10 000), contando el número de valores  $\chi^2$  que superan el valor de referencia  $\chi^2_{0.05,9} = 16.919$ , (g.l.=9, alfa=0.05).

Si el generador de números aleatorios se comporta correctamente en la secuencia de 10 millones de números *pseudoaleatorios*, deberíamos esperar que el 5% de los 10 000 valores  $\chi^2$  caigan por encima de 16,919. Tomamos como referencia el valor arbitrario  $\chi^2_{0.05,9} = 16.919$ , (g.l.=9, alfa=0.05). Obviamente, conseguir un valor exacto del 5% es algo improbable, a veces estará por arriba y otras veces por abajo.

La prueba proporcionó un resultado de 4'95% de valores  $\chi^2$  por encima del valor de referencia de 16,919, lo cual indica el buen comportamiento del generador.



#### **2.2.3.4 Número mínimo de iteraciones *bootstrap* (pseudocampañas)**

Una vez comprobada la calidad del generador de números aleatorios es necesario calcular el número mínimo de iteraciones que garantizan que el remuestreo *bootstrap* ha alcanzado un nivel de convergencia suficiente cuando lo aplicamos a la serie de campañas de Flemish Cap. Entendemos por convergencia la propiedad por la cual la variabilidad de los estimadores *bootstrap* disminuye al aumentar el número de iteraciones. En teoría, la convergencia absoluta se alcanza con infinitas iteraciones, pero desde un punto de vista práctico unas 200 pueden ser suficientes para estimar errores estándar y entre 1000 y 2000 serán suficientes para estimar percentiles (Efron y Tibshirani, 1993).

Según va aumentando el número de iteraciones, la distribución del parámetro de interés se vuelve más estable en la medida en que el estadístico que describe dicha distribución cambia menos con iteraciones adicionales. Una manera de confirmar que el parámetro de interés, en nuestro caso la abundancia por edad, ha convergido, es realizar el *bootstrap* 5000 veces con los datos de un año e ir observando como evolucionan la media, la varianza y los percentiles con la adición de nuevas iteraciones. Dicho en otras palabras, calcular los estadísticos de interés cada 100, 200, 300, etc., hasta 5000 iteraciones y representarlos gráficamente para poder determinar cuando se alcanza una convergencia suficiente.

Un criterio más objetivo sería ir cuantificando los 4 estadísticos mencionados cada 100 iteraciones y compararlos con valores obtenidos en iteraciones precedentes. La cantidad del cambio debido al incremento de iteraciones es evaluada para ver si han cambiado substancialmente. La convergencia se alcanza cuando el cambio es menor que un umbral predeterminado. No existe ningún criterio objetivo que permita determinar cual es el nivel aceptable de convergencia, lo que puede ser suficiente en algunos casos puede no serlo en otros; el criterio seguido aquí es arbitrario aunque exigente. El criterio de convergencia usado en este estudio se evalúa cada 100 iteraciones, comprobando que se cumplen a la vez las tres condiciones siguientes:

$$\begin{aligned} (abs(Val(b) - Val(b-100)) / Val(b-100)) &< 0.005 \\ (abs(Val(b) - Val(b-200)) / Val(b-200)) &< 0.005 \\ (abs(Val(b-100) - Val(b-200)) / Val(b-200)) &< 0.005 \end{aligned}$$

Siendo *Val* el valor del estadístico de interés; *b* el número de iteración donde se analiza la convergencia. Cuando en la iteración *b* se cumplen estas tres condiciones se entiende que el proceso iterativo ha convergido en el nivel de exigencia propuesto.

La Tabla 2.4 muestra el número de iteraciones necesarias para alcanzar la convergencia para los 4 estadísticos analizados: abundancia, error estándar, percentil inferior (0.025) y percentil superior (0.975); para todos los años y todas las edades.

Para las edades menores de 8 años (7 edades \* 14 campañas \* 4 estadísticos = 394 casos), que son las más abundantes, el proceso converge en todos los casos excepto 10, que se corresponden al percentil inferior de las edades menos abundantes; este percentil es el que se muestra más inestable, y en la mayoría de los casos necesita mas iteraciones para alcanzar la convergencia. En este grupo de edades, menores de 8 años, los otros

estadísticos nunca superan las 3000 iteraciones antes de converger, y rara vez superan las 2000 iteraciones (sólo 4 casos).

	Edad									
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
1988	Abundancia	600	500	400	600	600	700	800	600	
	Error estándar	1100	800	1700	1800	700	1700	1100	1300	
	Percentil (0.025)	1000	400	600	700	900	1100	600	1200	
	Percentil (0.975)	400	400	500	1300	500	800	700	1000	
1989	Abundancia	500	600	500	400	500	500	700	500	1700
	Error estándar	900	700	1200	1000	1200	800	800	800	900
	Percentil (0.025)	600	1100	500	500	800	1000	1000	2200	n. c.
	Percentil (0.975)	1000	700	800	500	500	400	700	900	1500
1990	Abundancia	800	600	400	400	500	400	500	800	800
	Error estándar	500	1000	900	400	1200	700	700	1100	1300
	Percentil (0.025)	800	700	800	800	700	900	700	1300	1200
	Percentil (0.975)	400	500	900	500	600	600	700	1100	1000
1991	Abundancia	500	400	400	400	400	600	600	800	1400
	Error estándar	700	600	800	900	900	800	1000	900	1100
	Percentil (0.025)	400	600	400	500	400	400	500	900	n. c.
	Percentil (0.975)	600	600	800	600	800	700	1000	800	800
1992	Abundancia	400	600	600	700	500	500	700	1100	
	Error estándar	1100	900	800	800	800	1500	400	1500	
	Percentil (0.025)	700	600	1200	1900	1500	600	700	n. c.	
	Percentil (0.975)	400	700	800	700	900	700	700	1800	
1993	Abundancia	600	900	700	700	700	700	700	700	
	Error estándar	900	500	800	600	700	1000	500	900	
	Percentil (0.025)	1000	1100	700	700	1300	1300	1200	1200	
	Percentil (0.975)	600	1000	800	500	500	900	400	700	
1994	Abundancia	500	400	500	500	1000	1000	1600	700	1400
	Error estándar	500	600	1100	1200	900	700	2300	700	1200
	Percentil (0.025)	500	900	600	400	500	900	n. c.	700	n. c.
	Percentil (0.975)	700	900	700	1100	800	700	1700	500	600
1995	Abundancia	500	700	600	600	500	900	600		900
	Error estándar	900	1000	600	1200	1500	1000	1100	900	900
	Percentil (0.025)	500	1300	500	800	500	2800	n. c.	n. c.	n. c.
	Percentil (0.975)	400	500	600	600	600	900	900	1700	400
1996	Abundancia	700	700	500	500	500	800	1500	1100	
	Error estándar	800	1000	600	500	600	1100	900	800	
	Percentil (0.025)	700	1200	500	400	600	1700	n. c.	n. c.	
	Percentil (0.975)	500	400	800	1200	1200	500	500	400	
1997	Abundancia	600	900	700	400	500	500	1100		
	Error estándar	1000	1000	900	900	400	900	1200		
	Percentil (0.025)	500	1400	600	500	500	700	n. c.		
	Percentil (0.975)	1300	1000	500	900	400	500	600		
1998	Abundancia	600	700	800	400	400	600	500		1300
	Error estándar	600	1400	500	800	600	900	500		900
	Percentil (0.025)	n. c.	1400	1900	400	800	1000	700		n. c.
	Percentil (0.975)	500	900	800	400	500	700	400		1000
1999	Abundancia	800	700	1100	1100	400	400	900	1200	
	Error estándar	1200	1000	1000	700	1300	600	1100	1100	
	Percentil (0.025)	n. c.	700	1200	1100	600	600	n. c.	n. c.	
	Percentil (0.975)	600	700	1000	600	900	600	900	500	
2000	Abundancia	400	1400	700	400	800	700	800	1100	700
	Error estándar	700	1300	700	1000	600	500	1200	700	700
	Percentil (0.025)	700	n. c.	1100	700	700	600	1500	n. c.	n. c.
	Percentil (0.975)	600	1200	700	500	700	500	800	500	1100
2001	Abundancia	700	400	1100	600	400	1200	600	600	1100
	Error estándar	1000	600	800	700	1000	600	1000	900	1200
	Percentil (0.025)	1100	400	n. c.	900	1100	n. c.	900	900	n. c.
	Percentil (0.975)	1000	400	600	600	1500	1800	1100	1000	800

Tabla 2.4.- Convergencia de las series bootstrap en las 14 campañas

Es frecuente encontrar edades mayores o iguales a 8 que no hayan convergido al nivel de exigencia marcado; estas edades son escasas en Flemish Cap, especialmente en los años más recientes, y tienen poca influencia en la abundancia global (Vázquez, 2002). Estas edades sin converger corresponden a clases de baja abundancia y en algún caso corresponden a muestras de un solo individuo; la variabilidad de estas clases poco

abundantes es muy alta y es posible que nunca superen el criterio de convergencia propuesto. Esta idea se ve reforzada por el hecho de que ningún caso converge por encima de las 3000 iteraciones.

En general, casi todos los estadísticos convergen en menos de 2000 iteraciones y ninguno supera las 3000 iteraciones. Es bastante probable que la mayoría de los que no convergen en menos 3000 iteraciones necesiten un gran número de iteraciones para converger y el proceso sería bastante costoso en tiempo para compensar el beneficio de conseguir que unas pocas clases poco abundantes lleguen a estabilizarse, en el dudoso caso de que realmente lo lleguen a conseguir. En estas condiciones, y a partir de aquí se considera que 3000 iteraciones son suficientes para reducir el error de simulación a un nivel aceptable.

## **2.2.4 Simulaciones**

El método *bootstrap* para calcular los errores asociados a los índices de abundancia por edad del bacalao de Flemish Cap en las campañas de 1988 a 2001 ha quedado definido con tres niveles de variabilidad y suponiendo que 3000 iteraciones son suficientes para lograr la estabilidad de los estadísticos analizados. El objetivo de este trabajo es analizar el método, evaluar la participación de cada uno de los tres niveles de variabilidad y aplicar el método a la mejora del muestreo de la población de bacalao de Flemish Cap. Para lograr estos objetivos se recurrió a la simulación; la simulación *bootstrap* es una herramienta que nos permiten reproducir unas determinadas condiciones y evaluar su comportamiento y evolución mediante el ordenador, sin necesidad de recurrir al diseño experimental en el campo.

Las simulaciones realizadas se pueden agrupar en dos clases: (1) las destinadas a analizar el método de cálculo y evaluar la importancia de las distintas fuentes de variabilidad y (2) las destinadas a analizar diseños de muestreo alternativos.

### **2.2.4.1 Simulaciones para validar el método y cuantificar la variabilidad del muestreo de las capturas (tallas y edades)**

Con el fin de evaluar la participación en el error total de cada una de las fuentes de variación (pescas, distribución de tallas y clave talla-edad) se realizaron diversas simulaciones de 3000 iteraciones cada una. En estas simulaciones se incluyó por separado sólo aquellos procesos en los que estamos interesados. La Figura 2.4 muestra el algoritmo de cálculo con los tres niveles de remuestreo *bootstrap*, la inclusión o no de alguno de estos niveles determina las diferentes simulaciones:

- 1-  $Sim_t$  .- simulación con *bootstrap* en los tres procesos, tal como ha sido descrita en la Figura 2.4.
- 2-  $Sim_p$  .- simulación con *bootstrap* sólo en las pescas.
- 3-  $Sim_m$  .- simulación con *bootstrap* en las mediciones (o tallas)
- 4-  $Sim_e$  .- simulación con *bootstrap* en la clave Talla-Edad

5-Sim<sub>e-m</sub>.- simulación con *bootstrap* en el muestreo de capturas: clave talla-edad y mediciones conjuntamente.

Los resultados estadísticos de estas 5 simulaciones serán usados para analizar el método propuesto para el cálculo del error de los índices de abundancia por edad. Primero, mediante comparación con los errores obtenidos mediante cálculo analítico (apartado 2.3.1.1); segundo, para determinar el método adecuado de cálculo de los intervalos de confianza alrededor de los valores estimados (apartado 2.3.1.2) y, tercero, para cuantificar los errores de los índices de abundancia por edad del bacalao de Flemish Cap (apartado 2.3.1.3)

#### **2.2.4.2 Simulaciones para el análisis de diseños de muestreo alternativos.**

Como ejemplo del posible uso del método en la mejora del error de los índices de abundancia por edad de la campaña mediante diseños alternativos, se realizaron dos análisis con otras simulaciones adicionales, todas incluyen las tres fuentes de variabilidad, pero variando las condiciones del diseño original del muestreo.

Se realizó una estratificación alternativa con un número reducido de estratos (sin estratos y 9 estratos frente a los 19 estratos oficiales) y también se analizó una reducción del tiempo de arrastre (20 minutos por pesca frente a los 30 minutos oficiales). Estos diseños dieron lugar a tres nuevas simulaciones:

- 1- Sim<sub>1</sub>.- ignorando la existencia de estratos.
- 2- Sim<sub>9</sub>.- reduciendo el número de estratos de 19 a 9.
- 3- Sim<sub>20</sub>.- reduciendo el tiempo de arrastre de 30 a 20 minutos.

En un *primer análisis* se pretende evaluar la presente distribución de estratos mediante comparación del error observado en Sim<sub>t</sub> con el error obtenido en campañas simuladas con dos estratificaciones distintas: sin estratificar (Sim<sub>1</sub>) y con una reducción a 9 del número de estratos (Sim<sub>9</sub>). Los resultados de este estudio se muestran en el apartado 2.3.2.

En un *segundo análisis* se cuestiona la eficacia del actual esquema de muestreo con 120 pescas de 30 minutos, proponiendo como alternativa la reducción de la duración efectiva del arrastre a 20 minutos y usando el tiempo salvado para realizar una pesca extra en cada uno de los 19 estratos (Sim<sub>20</sub>). Los resultados de este análisis se muestran en el apartado 2.3.2.

## 2.3 Resultados y discusión

En este apartado se mostrarán los resultados de la aplicación del método de remuestreo *bootstrap* a la estimación de la incertidumbre asociada a los índices de abundancia por edad de la población de bacalao de Flemish Cap. En primer lugar se analizarán los resultados de la aplicación del método a los índices de abundancia de bacalao de Flemish Cap: primero se realizará una justificación del método *bootstrap* comparándolo con el método analítico, posteriormente se discutirán las distintas alternativas para el cálculo de intervalos de confianza *bootstrap* y finalmente se presentarán los resultados *bootstrap* (matriz de covarianzas e intervalos de confianza) y se discutirá su implicación en la evaluación de la población de bacalao de Flemish. En segundo lugar se analizará la participación de las distintas fuentes de variabilidad y su implicación en el diseño del muestreo, mostrando dos casos prácticos de la aplicación de simulaciones *bootstrap* a la mejora del diseño del muestreo: en la primera simulación se analizarán estratificaciones alternativas y en la segunda simulación se analizará el efecto de la duración y del número de las pescas.

### 2.3.1 Análisis de los resultados

El método *bootstrap* propuesto para la estimación de la incertidumbre asociada a los índices de abundancia por edad incorpora las tres fuentes de variabilidad, sin embargo los métodos *bootstrap* pueden fallar en determinadas circunstancias (Dixon, 2001), especialmente cuando se trabaja con muestras de tamaño pequeño (Smith, 1997). Antes de analizar los resultados es necesario comprobar hasta que punto éstos están afectados por posibles debilidades del método, dado que el diseño de la campaña de Flemish Cap, con 120 pescas repartidas en 19 estratos determina que el número medio de estaciones de pesca en cada estrato sea relativamente pequeño (6,3 estaciones).

Los resultados del método analítico serán usados como referencia para evaluar el comportamiento del proceso *bootstrap* respecto a su principal deficiencia, que es el relativamente pequeño tamaño de la muestra. Para tal fin se utilizó la simulación *bootstrap* sin considerar la variabilidad causada por el muestreo de las capturas (*Sim p*). Así mismo, se probarán tres métodos *bootstrap* para estimar los intervalos de confianza, cada uno de ellos con sus ventajas e inconvenientes y es necesario determinar cual de ellos se ajusta mejor a las condiciones de nuestros resultados. Por último se analizará el papel de las covarianzas entre edades y su importancia en la evaluación de la pesquería.

#### 2.3.1.1 Comparación entre el método *bootstrap* y el analítico

El cálculo analítico del error tal como lo describe Cochran (1977) es el método habitualmente aplicado a la estimación del error estándar de los índices de abundancia por edad obtenidos mediante muestreos aleatorios estratificados en campañas de arrastre (Smith, 1996). Generalmente, al aplicar este método se considera que toda la variabilidad se debe a las diferencias observadas entre pescas y no se tiene en cuenta que el valor de la abundancia por edad de cada pesca es un valor estimado con error debido al muestreo de tallas y de edades. De la misma manera, la covarianza entre las distintas edades, que es otro importante componente de la variabilidad de la abundancia

por edad, se suele ignorar asumiendo que es poco importante. Cotter (1998) describe un método analítico que tiene en cuenta tanto la variabilidad del muestreo de las capturas (tallas y edades) como la covarianza entre edades, sin embargo al tratar de separar los distintos componentes de la varianza, el método presenta algunas deficiencias que conducen a obtener, en algunos casos, correlaciones mayores que 1 o varianzas negativas.

edad	1	2	3	4	5	6	7	8
<b>Coefficiente de variación analítico</b>								
1988	0.27	0.16	0.15	0.21	0.29	0.23	0.23	0.42
1989	0.16	0.16	0.14	0.12	0.15	0.15	0.22	0.45
1990	0.22	0.14	0.14	0.17	0.16	0.14	0.22	0.35
1991	0.39	0.20	0.25	0.19	0.27	0.24	0.17	0.21
1992	0.23	0.29	0.36	0.42	0.48	0.36	0.30	0.80
1993	0.53	0.48	0.25	0.29	0.40	0.39	0.27	0.24
1994	0.22	0.45	0.32	0.30	0.25	0.31	0.39	0.27
1995	0.25	0.48	0.24	0.23	0.25	0.27	0.38	
1996	0.39	0.14	0.23	0.21	0.18	0.19	0.90	0.95
1997	0.48	0.34	0.27	0.20	0.16	0.13	0.14	
1998	0.52	0.35	0.18	0.11	0.15	0.19	0.24	
1999	0.94	0.38	0.40	0.33	0.20	0.14	0.31	0.99
2000	0.21	0.77	0.53	0.24	0.24	0.19	0.21	0.64
2001	0.32	0.12	1.00	0.32	0.26	0.40	0.24	0.24
<b>Diferencia (%) error estándar bootstrap en pescas – error estándar analítico</b>								
1988	10%	-2%	-8%	-8%	1%	0%	-3%	-4%
1989	-9%	-9%	-7%	-9%	-9%	-7%	-4%	-2%
1990	-5%	-7%	-7%	-9%	-11%	-8%	-8%	-6%
1991	-12%	-12%	-13%	-7%	-5%	-6%	-7%	-7%
1992	-9%	-9%	-10%	-3%	-3%	-3%	-4%	-12%
1993	-10%	-13%	-5%	-5%	-5%	-5%	-8%	-6%
1994	-6%	-10%	-4%	-5%	-7%	-8%	-6%	-4%
1995	-9%	-7%	-7%	-10%	-9%	-7%	-8%	
1996	-9%	-8%	-9%	-9%	-8%	-8%	-16%	-2%
1997	-13%	-11%	-10%	-9%	-6%	-7%	-6%	
1998	-9%	-6%	-4%	-8%	-7%	-7%	-7%	
1999	-11%	-6%	-8%	-6%	-7%	-7%	-8%	-6%
2000	-9%	-11%	-11%	-9%	-11%	-8%	-6%	-14%
2001	-11%	-8%	-13%	-7%	-8%	-8%	-9%	-7%
<b>Diferencia (%) error estándar bootstrap total – error estándar analítico</b>								
1988	15%	0%	-9%	-4%	7%	42%	34%	25%
1989	-5%	1%	-4%	-6%	-5%	27%	43%	9%
1990	-2%	-6%	2%	-10%	-8%	1%	18%	17%
1991	-16%	-10%	-13%	-1%	-9%	-5%	35%	97%
1992	-9%	-9%	-6%	-1%	7%	1%	23%	29%
1993	-10%	-14%	-4%	9%	0%	21%	5%	49%
1994	-8%	-9%	-7%	-5%	48%	49%	201%	25%
1995	-4%	-7%	-1%	-9%	-4%	92%	68%	
1996	37%	-5%	-10%	1%	-5%	31%	22%	42%
1997	22%	9%	-7%	-7%	26%	7%	330%	
1998	17%	21%	82%	6%	-1%	87%	27%	
1999	33%	9%	9%	15%	-1%	17%	118%	25%
2000	14%	36%	-9%	16%	39%	3%	21%	43%
2001	-7%	-9%	26%	16%	47%	187%	23%	39%

Tabla 2.5.- Coeficiente de variación estimado analíticamente (Panel superior). Diferencia entre el error estándar bootstrap (Sim p) y el analítico con respecto al error analítico (Panel intermedio). Diferencia entre error bootstrap total (Sim t) y error analítico respecto al error analítico (panel inferior).

El enfoque propuesto en este estudio es totalmente diferente al de Cotter ya que no se basa en métodos analíticos sino en el remuestreo *bootstrap*, similar al descrito por Smith (1997) para el muestreo aleatorio estratificado de la población de eglefino (*Melanogrammus aeglefinus*) del Banco de Georges (Canadá), pero se diferencia de éste en que incluye la variabilidad debida al muestreo de tallas y al muestreo de edades, también mediante remuestreo *bootstrap*. La validación del método propuesto se ve dificultada por la ausencia de un método alternativo contrastado con el cual comparar los resultados obtenidos; sin embargo, se puede aproximar el error *bootstrap* comparando el error estimado por métodos analíticos (Ecuaciones 2.2- 2.4) con el error

*bootstrap* estimado mediante la simulación que sólo tiene en cuenta la variabilidad en las pescas (*Sim p*); los dos métodos comparten la misma fuente de variabilidad con lo cual las diferencias observadas serán debidas únicamente a las diferencias metodológicas.

Los resultados de esta comparación se muestran en la Tabla 2.5. En el panel superior se ven los coeficiente de variación para las edades 1 a 8 y para todos los años de la serie, calculados mediante métodos analíticos (Ecuaciones 2.2 - 2.4). Estos coeficientes son bastante distintos entre sí, incluso dentro de cada clase de edad, mostrando una variación que, en general, oscila entre 0,1 y 1.

En el panel intermedio se muestra la comparación entre estos errores y su equivalente *bootstrap* con variabilidad sólo entre pescas (*Sim p*). Los valores se expresan como porcentaje de la diferencia entre el error *bootstrap* y el error analítico dividido entre el error analítico, de tal manera que los valores negativos indican el porcentaje en que el error *bootstrap* es inferior al analítico. Si exceptuamos el año 1988, donde las diferencias son pequeñas, llegando incluso a mostrar errores *bootstrap* mayores que los analíticos (edades 1 y 5), lo normal es que estas diferencias sean negativas y bastante parecidas entre sí, oscilando entre -5 y -12%, con un promedio de -7,4%.

Cuando incluimos las tres fuentes de errores en el *bootstrap* (*Sim t*) y comparamos los resultados con los del método analítico antes citado, se observa una respuesta desigual (panel inferior): por un lado hay un considerable incremento del error en las edades mayores, 6, 7 y 8 y en los años recientes, 1997-2001 mientras que en el resto (edades menores que 6 y años anteriores a 1997) dominan los valores negativos, en algunos casos mostrando diferencias similares a las observadas en la comparación anterior (panel intermedio). Lo que indica que en algunos casos, la aportación a la variabilidad total de la variabilidad del muestreo de capturas es despreciable.

#### *Ventajas e inconvenientes del método bootstrap de estimación de errores*

Cuando se comparan los dos métodos aplicando la misma fuente de variabilidad (sólo en pescas), se observa la existencia de un error sistemático entre los resultados obtenidos mediante el método analítico y los obtenidos por el *bootstrap*. El método *bootstrap* infravalora la varianza de la media en un factor de  $(n-1)/n$ , siendo  $n$  el tamaño de la muestra (Efron y Tibshirani, 1993; Davison y Hinkley, 1997). El supuesto fundamental del *bootstrap* es que las propiedades estadísticas de la muestra son las mismas que las de la población. Esto está justificado con la media muestral, que es un estimador insesgado de la media de la población. Sin embargo esto no sucede con la varianza; la varianza de la muestra infravalora la varianza de la población. Es sabido que cuando se usa una muestra para estimar la varianza poblacional dividimos la diferencia de cuadrados entre  $n-1$  en vez de dividir entre  $n$ . Cuando se usa la muestra como si fuera la población y esto es precisamente lo que hace el *bootstrap*, no se puede ignorar que la varianza de esa muestra es un estimador sesgado de la varianza de la población; este sesgo depende del tamaño de la muestra de tal manera que conforme ésta aumenta, el sesgo se reduce hasta hacerse despreciable.

La campaña de Flemish Cap tiene por objetivo realizar 120 pescas repartidas en 19 estratos, la distribución de las pescas entre estratos es proporcional a la superficie de cada estrato y puesto que el tamaño de los estratos es distinto (Tabla 2.2), cada uno tiene un número distinto de pescas o unidades de muestreo. En un muestreo estratificado, la

varianza de la abundancia total es la suma de las varianzas de cada estrato, por lo tanto, cuando realizamos el *bootstrap*, el sesgo que introducimos como consecuencia del tamaño de la muestra, vendrá determinado por el número de pescas de cada estrato en los que la especie de interés está presente. En término medio, cada estrato tiene 6,3 estaciones de pesca (120/19) con lo cual el factor de corrección debido al sesgo de la varianza *bootstrap* sería aproximadamente 0,84 ( $[(6,3-1)/6,3]$ ); en el caso del error estándar o del coeficiente de variación el factor de corrección sería 0,92 ( $0,84^{1/2}$ ), que nos indica que el sesgo del error estándar *bootstrap* debería ser un 8% respecto al analítico, muy próximo al valor promedio observado (7,4%).

Esta pequeña diferencia observada se explica fácilmente puesto que cada clase de edad no está presente en todos los estratos; los estratos exteriores, los más profundos, donde el bacalao no está presente tienen menos estaciones que la media. Además no todos los estratos aportan la misma variabilidad a la varianza total; los estratos más grandes, con más abundancia, aportan más varianza y tienen más estaciones que la media. Esta desigual distribución de cada clase de edad en los distintos estratos explica la diferencia entre el sesgo observado (7,4%) y el sesgo esperado (8%), y también explica la variabilidad del sesgo observado para las distintas clases de edad en cada año (Tabla 2.5, panel intermedio).

Explicar las diferencias entre el error analítico y el error *bootstrap* una vez que incluimos las tres fuentes de error en el cálculo *bootstrap* es algo más complicado puesto que estamos comparando dos métodos estadísticos distintos y cada uno de ellos utiliza distintas fuentes de variabilidad (Tabla 2.5, panel inferior). En general se aprecia que la introducción de nuevas fuentes de variabilidad favorece el aumento de la varianza en las edades mayores y en los años recientes, sin embargo existen clases de edad donde la inclusión de estas fuentes no es suficiente para superar la varianza analítica. En estos casos, el incremento del error por la inclusión de nuevas fuentes de variabilidad no compensa el efecto del sesgo.

Existen varios métodos que modifican el remuestreo *bootstrap* para solventar el problema del sesgo en la estimación de la varianza (Sitter, 1992). Smith (1997) propone métodos *bootstrap* alternativos para simular la varianza analítica que consisten en reducir el tamaño de la muestra *bootstrap* hasta que el resultado obtenido se ajuste a la varianza esperada (analítica). El método cumple su objetivo sin embargo este tipo de esquemas de remuestreo han sido criticados porque su única motivación es reproducir la varianza insesgada analítica y no están basados en ningún principio teórico (Booth y Presnell, 1999). En nuestro caso, nuestra motivación es la falta de un estimador analítico que incluya todos los procesos del muestreo y las aproximaciones como las propuestas por Smith (1997) nos podrían acercar a la varianza insesgada teórica al coste de enmascarar la aportación a la varianza total de cada uno de los procesos.

La solución propuesta aquí para la aplicación del método *bootstrap* al análisis del error de los índices de abundancia por edad del bacalao de Flemish Cap es más sencilla: por un lado tenemos un método, el *bootstrap*, que nos proporciona una infravaloración sistemática del error. Este sesgo es fácilmente calculable por comparación con el método analítico considerando sólo la variabilidad entre pescas (Tabla 2.5, panel intermedio). Por otra parte, cuando incorporamos las restantes fuentes de variabilidad perdemos la referencia analítica pero conocemos la relación entre ambas, que viene determinada por el tamaño de la muestra. Por lo tanto, para analizar la participación de



los distintos componentes del muestreo (pescas, tallas y edades) en la varianza total lo haremos usando la distribución *bootstrap* inalterada, y si queremos conocer la varianza de los índices de abundancia considerando todas las fuentes de variación aplicaremos el sesgo estimado al error *bootstrap*, obteniendo un estimador insesgado.

### 2.3.1.2 Intervalos de confianza

Los tres métodos descritos para calcular intervalos de confianza (apartado 2.2.2) proporcionan resultados distintos. Antes de decidirse por uno de los tipos propuestos es necesario evaluar las ventajas e inconvenientes de las tres opciones. Según Cochran (1977), los intervalos de confianza “ $1-\alpha$ ” basados en la distribución normal no se comportan correctamente cuando se aplican a distribuciones sesgadas hacia la derecha como las distribuciones generalmente observadas para la abundancia de peces. Estos casos se observa que: (a) la probabilidad de encontrarse fuera de los límites de confianza es habitualmente mayor que  $1-\alpha$ ; (b) la probabilidad de que la media sea inferior al límite inferior es menos de  $\alpha/2$ , mientras que (c) la probabilidad de ser superior al límite superior será mayor que  $\alpha/2$ , es decir, que los límites inferior y superior son subestimados cuando suponemos normalidad en una distribución sesgada hacia la derecha. Si los métodos basados en la distribución *bootstrap* aportan una mejora respecto a los intervalos basados en la distribución normal, entonces deberíamos esperar que sus límites inferior y superior fuesen mas altos.

Año	Edad	Estadísticos				Intervalo de confianza (95%)								
		Abundancia	c.v.	Sesgo (%)	Forma	Inferior			Superior			Tamaño		
						Normal	Percentil	P.C.S.	Normal	Percentil	P.C.S.	Normal	Percentil	P.C.S.
1989	1	20803234	0.15	0.23	0.15	14818509	15115521	15173222	26787958	27155400	27299655	11969449	12039879	12126434
	2	11027553	0.16	0.48	0.33	7512277	8002776	8057575	14542828	14842213	14929095	7030552	6839437	6871520
	3	84279784	0.14	0.00	0.21	61842122	63391480	64162956	106717446	108313465	108694432	44875324	44921985	44531476
	4	49149167	0.11	-0.07	0.34	38396819	39353877	39884161	59901516	60443984	61381480	21504697	21090106	21497319
	5	18570836	0.14	-0.37	0.46	13454286	14107270	14322818	23687385	24032489	24681527	10233098	9925219	10358710
	6	1269630	0.19	-0.33	0.52	799761	846541	880304	1739500	1780067	1858847	939739	933526	978543
	7	157153	0.31	-1.49	0.71	60587	71214	84204	253719	258249	280711	193133	187035	196507
	8	140356	0.49	-0.41	0.49	6411	26759	32448	274301	290377	300285	267890	263618	267837
	9	7770	1.20	2.94	1.92	-10437	0	0	25977	34547	43444	36414	34547	43444
	10	6143	1.36	1.52	-	-10174	0	0	22460	26839	37143	32634	26839	37143
2001	1	451774	0.30	0.40	0.30	186611	212492	219636	716937	743146	753550	530326	530654	533914
	2	1651320	0.11	-0.12	0.09	1296184	1300949	1308855	2006456	2010899	2017535	710272	709951	708680
	3	6467	1.27	-0.75	1.39	-9596	0	0	22530	25928	32406	32126	25928	32406
	4	108498	0.37	-0.31	0.55	29852	41262	45549	187143	195453	206664	157291	154191	161115
	5	69648	0.38	0.17	0.53	17155	26231	28083	122142	128040	134892	104987	101809	106809
	6	4410	1.14	-2.50	1.93	-5406	0	0	14226	17531	24030	19632	17531	24030
	7	147964	0.29	0.86	0.40	63346	74347	76975	232582	244173	250078	169236	169826	173103
	8	86239	0.34	0.63	0.52	29491	38008	40952	142987	150868	156104	113497	112859	115152
	9	11559	0.93	3.26	1.42	-9532	0	0	32650	39644	48751	42182	39644	48751
	10	6504	1.33	-0.24	2.32	-10432	0	0	23440	30383	46961	33872	30383	46961

Tabla 2.6.- Tabla comparativa de los 3 métodos para estimar intervalos de confianza.

La Tabla 2.6 muestra los intervalos de confianza y los estadísticos de la abundancia por edad en las edades 1 a 10 en los años 1989 y 2001. Se escogieron estos dos años para evitar presentar los resultados de los 14 años, que complicarían la interpretación de los resultados, además, estos dos años muestran un amplio rango de valores de abundancias al ser 1989 el año de mayor abundancia en toda la serie y 2001 el año de menor. En la parte de la izquierda de la tabla se muestran los estadísticos de la abundancia por edad, calculados tal como se describieron en la página 36. En la parte de la derecha se muestran los tres métodos de cálculo de intervalos de confianza (normal, percentil y percentil corregido al sesgo) para los tres estadísticos de interés de los intervalos: inferior, superior y tamaño (superior-inferior).

El método del percentil y el del percentil corregido al sesgo (PCS.) muestran valores superiores al método basado en la distribución normal en todos los casos, tanto para el límite inferior como para el superior. Además, en algunos casos, cuando la abundancia es baja y el error es suficientemente alto, el método normal proporciona límites inferiores negativos, como por ejemplo las edades 9 y 10 de 1989 y las edades 3, 6, 9 y 10 de 2001. En estas condiciones, con distribuciones sesgadas hacia la derecha, los métodos basados en la distribución normal no son una herramienta adecuada para establecer intervalos de confianza puesto que ofrecen límites simétricos respecto de la media. Este tipo de error es automáticamente identificado y corregido por todos los tipos de intervalos estimados mediante métodos *bootstrap* (DiCiccio y Efron, 1996).

Los métodos del percentil superan los problemas que genera el método normal, sin embargo los estimadores *bootstrap* de la abundancia por edad muestran sesgo respecto a los valores observados, que en algunos casos puede superar el 3% (año 2001, edad 9). El método del PCS está pensado para corregir los intervalos en función de este sesgo; si el método que aplica la corrección al sesgo (PCS) muestra límites corregidos en la misma dirección, se mostrará superior al método del percentil simple. Los valores de los intervalos del PCS son siempre superiores a los del percentil sin embargo el sesgo sólo es negativo en la mitad de los casos. El método falla en la otra mitad de los casos de la Tabla 2.6; esto es debido a que la corrección al sesgo se establece sobre la mediana de la distribución (Manly, 1997) y puesto que la distribución es asimétrica y está desplazada a la derecha, la media es mayor que la mediana. En otras palabras, el efecto de la asimetría positiva de la distribución supera al efecto de la corrección del sesgo sobre la mediana. La forma de la distribución es siempre positiva, con valores que oscilan entre 0,09 y 2,32 y el método del percentil corregido al sesgo está pensado para distribuciones simétricas (forma = 0).

Puesto que la distribución de abundancias por edad está sesgada hacia la derecha en todos los años y todas las edades (Tabla 2.6), parece más prudente usar el método del percentil sin la corrección al sesgo, tanto para la definición de los intervalos de confianza como para el uso del rango (distancia entre el percentil superior y el inferior) con fines comparativos.

### **2.3.1.3 La matriz de covarianzas. Implicación en modelos de evaluación estructurados por edades.**

Los índices de abundancia por edad son unos de los datos fundamentales para la evaluación de pesquerías mediante modelos estructurados en edades como el XSA (Darby y Flatman, 1994) o el ADAPT (Gavaris, 1988); cuando la aplicación de estos modelos no es posible, bien sea porque no hay información suficiente, o porque la pesquería está cerrada y no hay capturas que permitan ajustar el modelo, los índices de abundancia por edad también pueden ser utilizados para realizar un seguimiento de la pesquería a través de la evolución de la abundancia o de la biomasa frezante (Cook, 1997; Pennington y Strøme, 1998; Korsbrekke *et al.*, 2001). En ambos casos, la matriz de covarianzas es un elemento importante de la incertidumbre de los resultados y un conocimiento adecuado de sus valores es necesario para una mejor evaluación del estado de la pesquería.

#### *Efecto del muestreo sobre la covarianza*

Para evaluar el efecto del muestreo de capturas y del diseño del muestreo sobre la dependencia entre distintas clases de edad, dentro de cada año se usaron 3 simulaciones tal como están descritas en la página 48: *Sim<sub>t</sub>*, *Sim<sub>p</sub>* y *Sim<sub>e-m</sub>*, cada una de ellas con 3000 iteraciones a partir de las cuales se calcularon las matrices de correlaciones según la ecuación (Ecuación 2.12) y que se pueden ver en la Tabla 2.7.

La Tabla 2.7 muestra las matrices de correlaciones obtenidas a partir del remuestreo *bootstrap* de cada año, entre las edades 1 y 8. Las edades mayores que 8 fueron excluidas de la tabla por que son poco importantes (en abundancia) y su exclusión facilita la comprensión de la información de la tabla. La columna izquierda (variabilidad total) muestra las correlaciones incluyendo las tres fuentes de variación, la columna del medio sólo incluye la variabilidad entre pescas y la columna de la derecha incluye la variabilidad conjunta del muestreo de tallas y de la clave talla edad. Los valores superiores a 0,5 (en valor absoluto) están en negrita.

En la columna “Variabilidad Total”, los valores superiores a 0,5 en valor absoluto, en negrita, se observa que prevalecen las correlaciones positivas, especialmente entre edades consecutivas (la segunda diagonal) aunque también en edades próximas, como por ejemplo en el año 1993 entre las edades 4, 5, 6 y 7. Las correlaciones negativas, cuando existen, rara vez son menores que  $-0,1$ , y esto sucede entre edades lejanas. Una excepción a este patrón general se encuentra en el año 2001, donde las abundancias están poco correlacionadas; las correlaciones entre las edades consecutivas oscilan entre 0,26 de las edades 7 y 8, y  $-0,17$  de las edades 1 y 2.

La columna “Variabilidad en Pescas”, que describe las correlaciones debidas a la variabilidad entre pescas, muestra una distribución muy similar a la variabilidad total, con altas correlaciones positivas entre edades consecutivas o próximas; sin embargo, las correlaciones entre pescas son claramente más altas que las correlaciones totales; esto es particularmente claro en los valores mayores que 0,5 (en negrita) en los años 1991 o 2000, por citar dos ejemplos con diferencias claras, o en los años 1992 y 1993 donde existen correlaciones mayores que 0.9.

	Variabilidad Total							Variabilidad en Pescas							Variabilidad en Tallas y Edades						
	1	2	3	4	5	6	7	1	2	3	4	5	6	7	1	2	3	4	5	6	7
1989																					
2	0.7	1						0.9	1						-0.3	1					
3	0.3	0.4	1					0.3	0.4	1					-0.3	-0.4	1				
4	-0.1	0.0	0.5	1				0.0	0.0	0.6	1				0.0	0.0	-0.6	1			
5	-0.1	0.0	0.1	0.7	1			0.0	0.0	0.2	0.8	1			0.0	0.0	-0.1	-0.5	1		
6	-0.1	0.0	0.0	0.3	0.6	1		-0.1	-0.1	0.0	0.5	0.9	1		0.0	0.0	0.0	-0.1	0.0	1	
7	-0.1	0.0	-0.1	0.0	0.0	0.1	1	-0.1	-0.1	-0.1	0.0	0.0	0.2	1	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	1
8	0.0	0.0	-0.1	-0.1	-0.1	0.0	0.4	0.0	0.0	-0.1	-0.1	-0.1	0.1	0.7	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	-0.1	0.0
1990																					
2	0.2	1						0.3	1						-0.3	1					
3	0.0	0.5	1					0.1	0.6	1					-0.1	-0.5	1				
4	-0.1	0.2	0.6	1				0.0	0.1	0.6	1				0.0	-0.2	-0.3	1			
5	-0.1	0.0	0.1	0.4	1			-0.1	0.0	0.0	0.5	1			-0.1	-0.1	-0.1	-0.6	1		
6	-0.1	-0.1	0.0	0.3	0.7	1		-0.1	0.0	0.0	0.3	0.8	1		0.0	-0.1	0.0	-0.1	-0.3	1	
7	-0.1	-0.1	0.0	0.2	0.5	0.7	1	-0.1	-0.1	0.0	0.3	0.6	0.9	1	0.0	0.0	0.0	0.0	-0.1	-0.1	1
8	-0.1	-0.1	0.0	0.2	0.5	0.6	0.6	-0.1	-0.1	0.0	0.3	0.5	0.8	0.9	0.0	0.0	0.0	0.0	-0.1	-0.1	0.0
1991																					
2	0.8	1						0.9	1						-0.9	1					
3	0.1	0.3	1					0.1	0.3	1					-0.1	-0.2	1				
4	0.2	0.4	0.6	1				0.2	0.4	0.7	1				0.0	0.0	-0.2	1			
5	0.2	0.3	0.2	0.7	1			0.1	0.3	0.2	0.8	1			-0.1	0.0	-0.1	-0.1	1		
6	0.2	0.4	0.1	0.5	0.8	1		0.1	0.3	0.1	0.6	0.9	1		-0.1	0.1	0.0	0.0	-0.2	1	
7	0.0	0.1	0.0	0.2	0.3	0.5	1	0.0	0.2	0.1	0.4	0.6	0.8	1	0.0	0.0	0.0	0.0	-0.1	-0.1	1
8	0.1	0.1	0.1	0.2	0.3	0.3	0.1	0.1	0.3	0.2	0.6	0.7	0.7	0.5	0.0	0.0	-0.1	-0.1	0.0	0.0	0.0
1992																					
2	0.6	1						0.6	1						-0.9	1					
3	0.2	0.9	1					0.3	0.9	1					-0.1	-0.3	1				
4	-0.1	0.0	0.1	1				-0.1	0.0	0.1	1				0.0	-0.1	0.0	1			
5	-0.1	-0.1	0.0	0.9	1			-0.1	-0.1	0.0	1	1			0.0	0.0	0.0	-0.2	1		
6	-0.1	-0.1	0.0	0.9	0.9	1		-0.1	-0.1	-0.1	1	1	1		-0.1	0.0	0.0	-0.2	-0.1	1	
7	0.0	0.0	0.1	0.6	0.6	0.7	1	0.0	0.0	0.0	0.8	0.8	0.9	1	0.0	0.0	0.0	-0.1	0.0	-0.1	1
8	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.1	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.1	0.2	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0
1993																					
2	0.1	1						0.1	1						-0.3	1					
3	0.0	0.5	1					0.0	0.4	1					0.0	-0.9	1				
4	-0.1	0.1	0.7	1				0.0	0.1	0.7	1				0.0	0.0	-0.1	1			
5	0.0	0.0	0.5	0.8	1			0.0	0.0	0.5	0.9	1			0.0	0.0	-0.1	0.0	1		
6	0.0	0.0	0.4	0.7	0.8	1		0.0	0.0	0.5	0.9	1	1		-0.1	0.0	-0.1	0.0	0.0	1	
7	0.0	0.0	0.4	0.6	0.7	0.6	1	0.0	0.0	0.4	0.8	0.9	0.9	1	0.0	0.0	-0.1	0.0	0.0	0.0	1
8	0.0	0.0	0.1	0.1	0.0	0.1	0.2	0.1	0.0	0.1	0.2	0.1	0.2	0.3	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	-0.1
1994																					
2	0.2	1						0.2	1						-0.2	1					
3	0.1	0.4	1					0.1	0.4	1					-0.2	-0.6	1				
4	0.5	0.3	0.7	1				0.5	0.3	0.7	1				-0.1	-0.1	-0.7	1			
5	0.3	0.2	0.3	0.5	1			0.5	0.2	0.5	0.8	1			0.0	0.0	-0.1	0.0	1		
6	0.0	0.0	0.0	0.1	0.2	1		0.1	0.0	0.0	0.2	0.5	1		0.0	0.0	-0.1	0.0	0.0	1	
7	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.1	1	0.0	0.0	-0.1	0.1	0.3	0.8	1	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	1
8	0.0	0.0	0.0	0.0	0.1	0.1	0.0	0.0	-0.1	0.0	0.0	0.2	0.4	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	-0.1	0.0
1995																					
2	0.4	1						0.4	1						-0.4	1					
3	0.2	0.7	1					0.2	0.8	1					-0.1	-0.5	1				
4	-0.1	0.1	0.5	1				-0.1	0.1	0.6	1				-0.2	-0.4	-0.2	1			
5	-0.1	0.0	0.3	0.7	1			-0.1	0.0	0.3	0.8	1			-0.1	-0.1	0.0	-0.3	1		
6	0.0	0.0	0.1	0.2	0.2	1		-0.1	0.0	0.2	0.4	0.5	1		0.0	0.0	0.0	0.0	-0.1	1	
7	0.1	0.0	-0.1	-0.1	0.0	0.0	1	0.1	0.0	-0.1	-0.1	0.0	0.0	1	0.0	0.0	0.0	0.0	-0.1	0.0	1
1996																					
2	0.3	1						0.6	1						-0.1	1					
3	0.0	0.3	1					0.0	0.3	1					0.0	-0.6	1				
4	0.0	0.2	0.8	1				0.0	0.3	0.9	1				0.0	-0.1	-0.4	1			
5	-0.1	0.2	0.5	0.7	1			-0.1	0.2	0.5	0.8	1			0.0	-0.2	-0.4	-0.1	1		
6	0.0	0.0	0.0	0.1	0.3	1		-0.1	0.0	0.0	0.2	0.5	1		0.0	-0.1	-0.1	0.0	-0.1	1	
7	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	1	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.1	1	0.0	0.0	0.0	0.0	-0.1	-0.1	1
8	0.0	0.0	-0.1	0.0	0.0	0.2	0.0	0.0	0.0	-0.1	0.0	0.0	0.5	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0
1997																					
2	0.4	1						0.6	1						0.0	1					
3	0.1	0.5	1					0.2	0.7	1					0.0	-0.2	1				
4	0.1	0.4	0.9	1				0.1	0.5	0.9	1				-0.1	-0.1	-0.7	1			
5	0.1	0.2	0.5	0.6	1			0.1	0.4	0.8	0.9	1			0.0	0.0	-0.1	-0.2	1		
6	0.1	0.1	0.2	0.3	0.3	1		0.1	0.1	0.2	0.4	0.6	1		0.0	0.0	-0.2	-0.4	-0.1	1	
7	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.1	1	0.1	0.2	0.3	0.3	0.5	0.8	1	0.0	0.0	0.0	-0.1	0.0	0.0	1
1998																					
2	0.0	1						0.2	1						-0.2	1					
3	-0.1	0.2	1					-0.2	0.5	1					0.0	0.0	1				
4	-0.1	0.0	0.2	1				-0.2	0.0	0.6	1				-0.1	-0.1	-0.2	1			
5	-0.1	-0.1	0.1	0.5	1			-0.1	-0.1	0.3	0.8	1			0.0	-0.1	-0.2	-0.8	1		
6	-0.1	0.0	0.1	0.2	0.4	1		-0.1	-0.1	0.3	0.7	0.9	1		0.0	0.0	0.0	-0.1	-0.2	1	
7	-0.1	-0.1	0.0	0.2	0.3	0.1	1	-0.1	-0.2	-0.1	0.3	0.5	0.5	1	0.0	0.0	0.0	-0.1	-0.2	-0.1	1
1999																					
2	-0.1	1						-0.1	1						0.0	1					
3	0.0	-0.1	1					0.0	-0.1	1					0.0	-0.1	1				
4	0.1	-0.1	0.6	1				0.2	-0.1	0.8	1				-0.1	-0.1	-0.1	1			
5	0.0	-0.2	0.6	0.6	1			0.1	-0.2	0.8	0.9	1			0.0	-0.2	-0.3	-0.3	1		
6	0.0	-0.1	0.4	0.4	0.5	1		0.1	-0.2	0.6	0.7	0.9	1		0.0	-0.1	-0.1	-0.1	-0.7	1	
7	0.0	-0.1	0.0	0.0	0.0	0.0	1	-0.2	-0.2	-0.2	0.0	0.1	0.2	1	0.0	0.0	0.0	0.0	-0.1	-0.1	1
8	0.0	0.0	-0.1	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	-0.1	0.0	0.0	-0.1	-0.1	0.0	0.0	0.0	0.0	-0.1	-0.1	0.0
2000																					

Las correlaciones debidas al muestreo de las capturas, en la columna “Variabilidad en Tallas y Edades”, son casi exclusivamente negativas y al igual que en los otros dos casos (variabilidad total y variabilidad entre pescas) las correlaciones son más altas entre edades consecutivas; en algunos casos pueden superar 0,9 como entre las edades 1 y 2 de 1991 o 2 y 3 de 1993.

El efecto sobre la matriz de correlaciones total (columna “Variabilidad Total”) de cada uno de los dos componentes depende de sus respectivas varianzas. La Figura 2.9 muestra que la aportación a la varianza total debida a la variabilidad entre pescas es mayor que la aportación debida a la variabilidad del muestreo de capturas, especialmente a niveles altos de abundancia, y por lo tanto lo mismo sucederá con las correlaciones. Puesto que los errores debidos al diseño de muestreo son mayores que los debidos al muestreo de las capturas, la participación de éstos será mayor, tanto en lo que respecta a las varianzas como a las covarianzas. Sin embargo, los dos componentes de la covarianza global tienen signos opuestos, por esto las correlaciones globales, aunque son positivas, son ligeramente menores que las correlaciones debidas a la variabilidad entre pescas.

#### *Importancia de la covarianza*

Aparte de la participación de las distintas etapas del muestreo en la covarianza entre edades, otra consideración que hay que hacer es la manera en que esta covarianza afecta a los resultados de la campaña. Hemos visto que las correlaciones más importantes son fundamentalmente positivas y se dan preferentemente entre clases de edad consecutivas o próximas.

Para analizar el efecto de las covarianzas en las propiedades estadísticas de una cantidad de interés, como la abundancia total, se realizó una comparación entre la variabilidad asociada a la abundancia total calculada a partir de una simulación con su dependencia natural entre edades ( $Sim_t$ ) y otra sin dependencia. Esta última se construyó a partir de la matriz de los resultados de  $Sim_t$ , desplazando las columnas de las edades de tal manera que no coincidan en la misma iteración dos clases de edad dependientes. La variabilidad de la abundancia total sin covarianzas también se podría haber calculado analíticamente sumando las varianzas de cada clase de edad pero no tendríamos de una distribución que nos permita establecer los intervalos de confianza de tal manera que sean comparables con los de  $Sim_t$ ; los intervalos basados en la distribución normal producen percentiles simétricos que no son adecuados para la comparación.

En las dos simulaciones anteriores, la distribución *bootstrap* de la abundancia total se construyó sumando la abundancia de cada clase de edad en cada una de las 3000 iteraciones obteniendo una distribución 3000 muestras de abundancia total. Obviamente, si quisiéramos conocer el error asociado a la abundancia total no sería necesario desagregar la población por edades para después volver a agruparlas; sin embargo el análisis de la abundancia de las distintas clases de edad por separado es necesario en la gestión de pesquerías, y la posterior agregación es frecuente para el cálculo de distintos parámetros de interés como la abundancia mayor que una determinada edad, la biomasa pescable o la biomasa frezante (Korsbrekke et al., 2001); La importancia de la covarianza en la estimación de estos parámetros poblacionales dependerá del error, de la abundancia relativa y del grado de dependencia que exista entre las clases de edad que covarían. En este caso, la abundancia total es un ejemplo

simple que nos permite evaluar la participación de las covarianzas y su importancia en el cálculo de parámetros poblacionales que dependan de la abundancia de varias clases de edad.

Analíticamente, el cálculo de la varianza de una suma de elementos dependientes entre sí es una operación simple cuando se conoce la matriz de covarianzas:

$$Var_{(a+\dots+n)} = \sum_{i=a}^n Var_i + \sum_{i=a, j=a}^n Cov_{(i,j)} ; \text{ para todo } i \neq j$$

El efecto de las covarianzas sobre la varianza de la suma dependerá de la intensidad y del signo de estas dependencias. Covarianzas positivas supondrán un incremento de la varianza total mientras que las covarianzas negativas repercutirán en el sentido contrario.

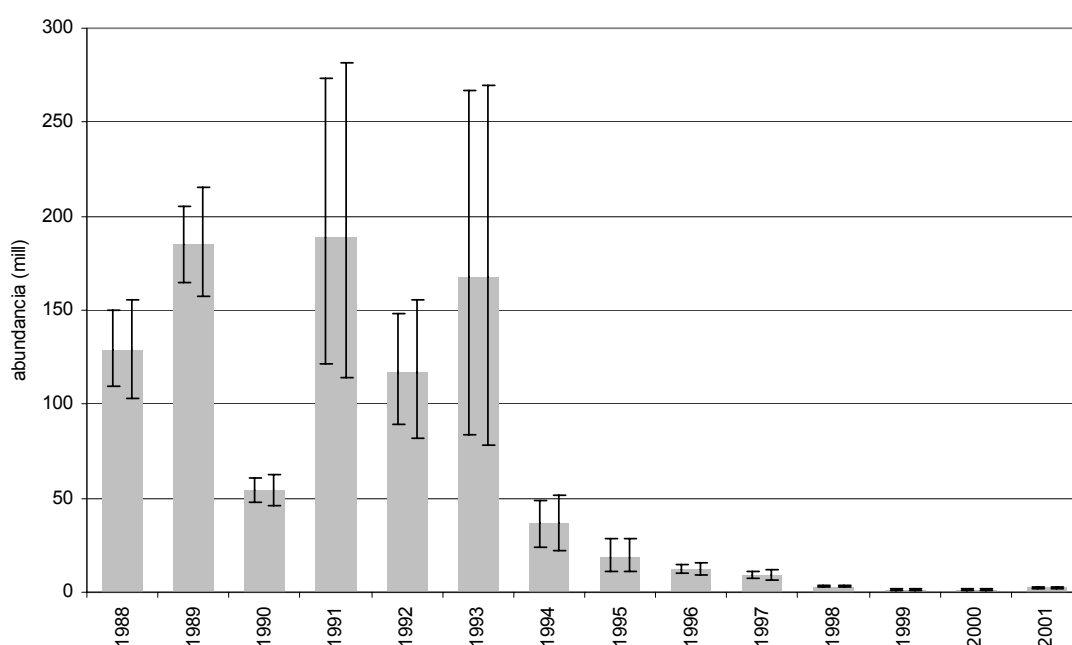


Figura 2.6- Abundancia total e intervalos de confianza bootstrap: con covarianza entre edades (derecha) y sin covarianza entre edades(izquierda)

La Figura 2.6 muestra la variación del rango de los intervalos de confianza de la abundancia total de cada año sin considerar las covarianzas entre edades (izquierda) e incluyendo las covarianzas (derecha). Los rangos acotan la probabilidad del 90%, están delimitados por el percentil del 5% y el del 95%. En esta gráfica se aprecia que la abundancia total ha experimentado una caída progresiva desde el inicio de las campañas y que la inclusión de las covarianzas supone un aumento en los márgenes de confianza en ambos sentidos.

La Tabla 2.8 muestra las variaciones del error estándar de la abundancia total para todos los años de la serie. En 13 de los 14 años el error estándar aumenta al incorporar las covarianzas; este incremento es importante y supera el 25 % en 9 años alcanzando un

máximo del 46% en los años 1997 y 2000. El incremento medio en los 14 años de la serie es del 26%. En el año 2001, la inclusión de las covarianzas supone una reducción del 3% del error, lo cual supone una excepción al comportamiento general observado en los otros años. Las correlaciones entre las edades de 2001 son muy débiles y las correlaciones de la edad 1 con el resto de las edades son predominantemente negativas (Tabla 2.7); puesto que la edad 1 tiene una alta participación en la abundancia total de ese año, estas covarianzas dominan la covarianza total del año 2001 y provocan un aumento en la precisión del estimador de abundancia total.

año	Abundancia	error estándar			incremento en percentiles					
		sin cov	con cov	incremento	0.99	0.95	0.9	0.1	0.05	0.01
1988	128765009	12565585	16080659	28%	4%	4%	3%	-4%	-5%	-10%
1989	185411627	12889589	17504205	36%	6%	5%	3%	-4%	-4%	-6%
1990	54237610	3742293	5129234	37%	5%	4%	3%	-3%	-4%	-5%
1991	189102773	45616172	50306775	10%	5%	3%	2%	-4%	-6%	-10%
1992	116860031	17697936	22496315	27%	8%	5%	4%	-7%	-9%	-15%
1993	168041924	55376781	58531425	6%	3%	1%	1%	-2%	-6%	-17%
1994	36459693	7499361	9108838	21%	8%	5%	3%	-9%	-10%	-15%
1995	18717186	5181680	5640819	9%	4%	1%	3%	-4%	-7%	-11%
1996	12402349	1379670	1796163	30%	7%	5%	4%	-5%	-6%	-9%
1997	8970512	1157654	1693183	46%	13%	9%	7%	-8%	-9%	-12%
1998	2995994	256328	326751	27%	5%	3%	3%	-3%	-4%	-7%
1999	1386486	160428	224061	40%	11%	6%	6%	-6%	-8%	-11%
2000	1321866	177551	259073	46%	13%	8%	6%	-10%	-10%	-15%
2001	2551052	238704	231910	-3%	0%	0%	0%	1%	0%	1%
media	66230294	11709981	13523529	26%	6%	4%	3%	-5%	-6%	-10%

Tabla 2.8.- Error de la abundancia total sin covarianza y con covarianza

La Tabla 2.8 también nos muestra el comportamiento de los percentiles frente a la covarianza. Las 6 últimas columnas muestran el incremento de los percentiles superiores e inferiores para el 99, 95 y 90%, tras la inclusión de la covarianza en el error de la abundancia total. Como era esperable, los extremos de la distribución son más sensibles a la adición del componente del error debido a las covarianzas que los percentiles centrales; la variación de los percentiles del 99% y del 1% supera el 10% en muchos casos mientras que la variación de los percentiles del 90 y el 10 % nunca superan el 10%. También se observa que los percentiles inferiores son más sensibles que los superiores. En término medio, los percentiles superiores (0,99, 0,95 y 0,9) aumentan respectivamente un 6, 4 y 3 % mientras que los inferiores (0,1, 0,05 y 0,01) disminuyen un 5, 6 y 10%.

#### *Implicación en el ajuste de modelos estructurados por edades*

Los resultados obtenidos muestran altas correlaciones positivas entre clases de edad próximas debidas principalmente a la variabilidad entre pescas, es decir al diseño de muestreo. La dominancia de las correlaciones positivas se puede explicar porque las capturas de una estación de pesca son un “cluster” donde los peces mantienen características similares y tienden a ser más parecidos entre sí que los de la población completa entre ellos. Este comportamiento ha sido descrito para varias características de las poblaciones de peces: Bogstad *et al.* (1995) encuentran que el contenido estomacal de los peces capturados en la misma pesca está altamente correlacionado, Pennington *et al.* (2002) también obtiene resultados similares para la distribución de tallas. Por otra

parte, las correlaciones negativas debidas al muestreo de las capturas se explican como consecuencia del doble muestreo de tallas y de edades. Puesto que la suma de sus frecuencias relativas debe sumar 1, es decir, cuantos más elementos se tomen de una clase, menos se tomarán de las otras. Otros estudios sugieren varias posibles causas de correlación: condiciones ambientales que afectan la capturabilidad, cambios de tripulación o variabilidad de muestreo (Myers y Cadigan, 1995a), pero esos trabajos estiman la covariación entre edades usando varias campañas que muestrean el mismo stock de tal manera que obtienen la covarianza general entre edades, no la covarianza de cada una de las campañas y por lo tanto ignora la participación del muestreo en la dependencia entre edades. El presente trabajo muestra que la variabilidad generada en las distintas etapas del muestreo, especialmente en el diseño de las estaciones de pesca, explica las correlaciones positivas encontradas, más intensas entre clases de edad consecutivas.

Cotter (1998) plantea un método analítico para evaluar la importancia relativa de los dos componentes del muestreo, que son: el diseño, es decir, la elección de cuándo, cómo y dónde se realizarán las capturas, y el muestreo de estas capturas (por tallas y por edades). Asumiendo que estos dos procesos son independientes, calcula la matriz de covarianzas debida al muestreo de capturas como la diferencia entre la covarianza total y la covarianza debida al diseño pero obtiene algunos resultados con varianzas negativas y correlaciones mayores que 1, algo que achaca al pequeño tamaño de la muestra del caso estudiado (9 estaciones) que genera matrices de covarianzas mal definidas. Myers y Cadigan (1995a), en el trabajo descrito con anterioridad, usan métodos estadísticos que combinan varios índices de abundancia tratándolos como si fueran réplicas y obtienen estimas de precisión independientes del diseño del muestreo; también encuentran correlaciones positivas entre edades de un mismo año, incluso entre distintas campañas e interpretan estos resultados como consecuencia de fuertes efectos anuales que pueden estar enmascarando e infravalorando el verdadero error de las campañas. Al igual que el método descrito por Cotter (1998), también obtiene algunas correlaciones con resultados mayores que 1.

El método de Myers y Cadigan (1995a) asume distribución lognormal del error y además necesita al menos dos campañas independientes mientras que el método de Cotter (1998) asume que el diseño es independiente del muestreo de capturas, algo que en el caso del bacalao de Flemish Cap no es totalmente correcto (ver Figura 2.9). El método aquí propuesto, basado en el remuestreo *bootstrap*, captura las dependencias entre edades en cada una de las etapas de muestreo sin basarse en ningún tipo de supuesto y no produce resultados sin sentido estadístico. El principal problema del método es el sesgo sistemático descrito con anterioridad, que depende del número de estaciones en cada estrato y que subestima la varianza y la covarianza aproximadamente en un 8%; el conocimiento de la magnitud de este sesgo hace que el problema sea menor. Por otra parte, como la correlación se calcula como el cociente entre la covarianza y el producto de los respectivos errores estándar, el numerador y el denominador estarán afectados por el mismo factor de sesgo y por lo tanto la correlación *bootstrap* puede considerarse un estimador insesgado de las correlaciones poblacionales.

La covarianza entre índices de abundancia por edad, estimados mediante campañas de arrastre de fondo es habitualmente ignorada en la evaluación de pesquerías sin embargo los resultados obtenidos con altas correlaciones positivas entre clases de edad próximas,



muestran que los efectos de no considerarlas podrían conducirnos a conclusiones erróneas. Parámetros poblacionales de interés en la evaluación de un stock que se derivan de los índices de abundancia, como pueden ser la biomasa frezante o la biomasa pescable, son directamente dependientes de esas covarianzas que, en caso de no ser tenidas en cuenta, darán lugar a percentiles sesgados (ver Tabla 2.8) y a una evaluación de riesgos inadecuada. La medida en que la covarianza modificará los errores de estas medidas de biomasa dependerá de la participación de cada clase de edad en el cálculo del parámetro de interés y de la dependencia entre estas clases de edad.

Desde el punto de vista de la gestión de las pesquerías en el contexto del planteamiento de precaución, si se pretende garantizar un nivel mínimo de biomasa frezante, se necesita conocer con la mayor precisión posible los límites de confianza inferiores, que son los que ofrecen el nivel de seguridad necesario para evitar la sobrepesca de reclutamiento (Caddy y Mahon, 1995). La inclusión de las covarianzas nos ofrece una visión más realista del error verdadero, corrige la sobreestima de los límites inferiores y por lo tanto reduce la posibilidad de sobrepesca.

Myers y Cadigan (1995a) muestran que el nivel de correlaciones entre edades puede ser suficientemente grande como para producir sesgos en los resultados de los modelos y que la inclusión de las correlaciones en los modelos mejora la precisión de las estimas de la abundancia. Los modelos usados para el análisis de capturas por edad, conocidos como Análisis de Población Virtual o Análisis de Población Secuencial como el XSA (Shepherd, 1999) o el ADAPT (Gavaris, 1988), necesitan los índices de abundancia como elementos de calibración. Estos modelos asumen que las desviaciones de los logaritmos de los índices de abundancia respecto del valor del modelo están distribuidas normalmente, son independientes y tienen varianza constante. Las altas correlaciones encontradas entre algunas clases de edad del bacalao de Flemish Cap son una clara violación de la supuesta independencia necesaria para ajustar el modelo.

#### **2.3.1.4 Valoración de las distintas fuentes de variabilidad: aplicación selectiva de las 3 etapas de remuestreo**

Una importante consideración respecto a las fuentes de variabilidad de los índices de abundancia por edad es si la inclusión de la variabilidad del muestreo de las capturas (tallas y edades) modifica significativamente el valor del error que surge de considerar únicamente la variabilidad entre pescas. Para este fin se realiza una comparación entre los resultados de la simulación global ( $Sim_i$ ), considerando las tres fuentes de variación, frente a la simulación que sólo considera la variabilidad en las pescas ( $Sim_p$ ).

Los resultados se muestran en la Figura 2.7 en forma de porcentaje de cambio para cada año y cada edad, de tal manera que si la inclusión de todas las fuentes de variabilidad incrementa el valor de los estadísticos de comparación: L (rango del 90%) , el sesgo (en porcentaje) o ECB; este valor se muestra en color oscuro y sin signo; en caso contrario el valor se muestra en color claro con signo negativo. El tamaño del círculo representa la intensidad de relativa de la tasa de cambio.

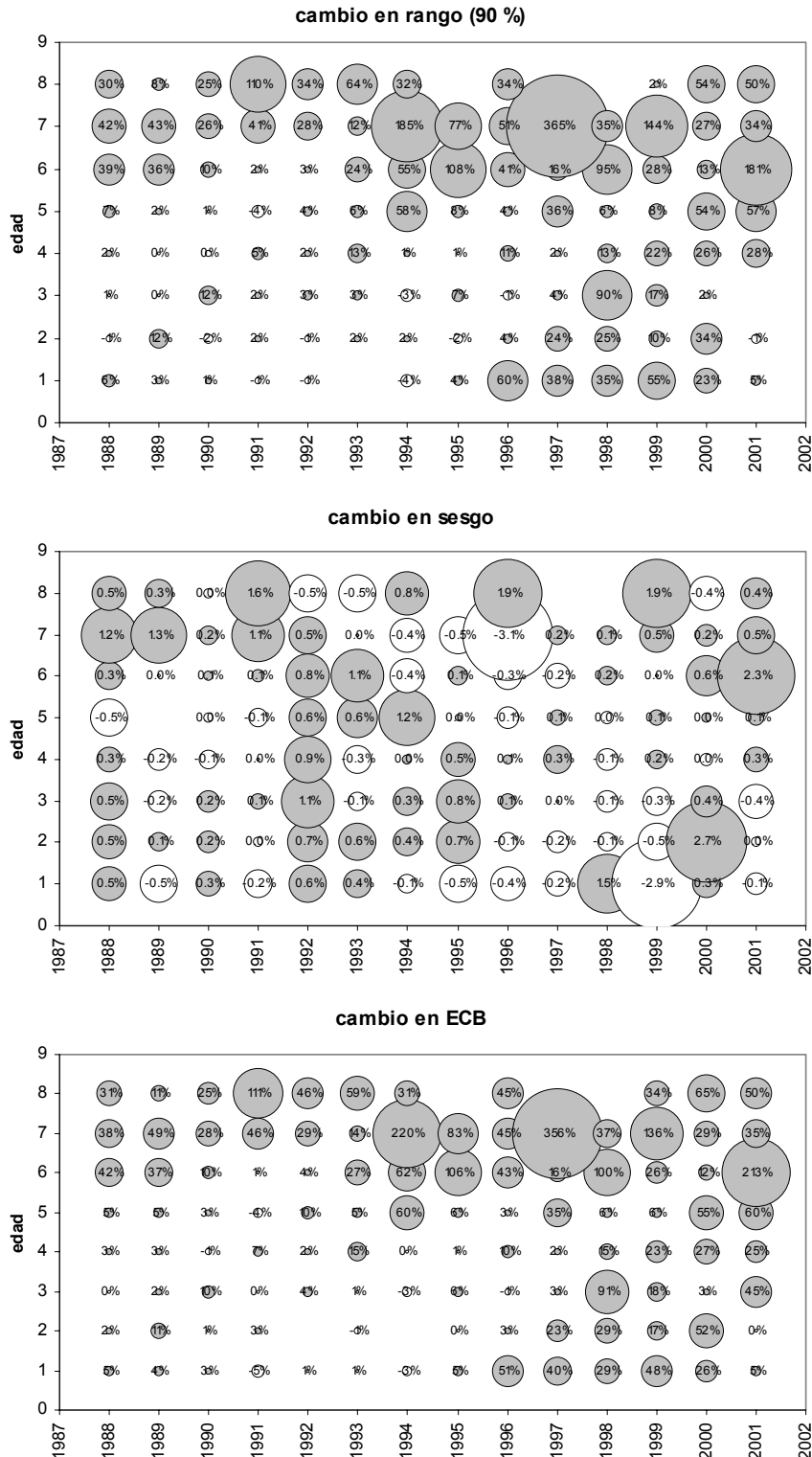


Figura 2.7.- Gráficos con la diferencia entre variabilidad sólo en pescas y variabilidad total

El gráfico superior muestra el incremento porcentual del rango  $L$  (Ecuación 2.15)

$$L_{\text{cambio}} = 100 * (L_t - L_p) / L_p$$

En general,  $L$ , medido como distancia entre el límite superior y el inferior, aumenta al incluir la variabilidad del muestreo de capturas; esto es evidente en las edades 6 y mayores, y a partir del año 1996, donde los incrementos superiores al 50% son frecuentes y pueden llegar a superar el 100% en algunos casos. En las edades de 1 a 5 anteriores a 1996, la incorporación de la variabilidad del muestreo de las capturas supone un incremento mas pequeño, que en algunos casos es incluso negativo.

El gráfico intermedio muestra el cambio absoluto en sesgo ( $S$ ) (Ecuación 2.16)

$$S_{\text{cambio}} = \text{abs}(S_t) - \text{abs}(S_p)$$

Las variaciones en sesgo no presentan un patrón de distribución determinado tal como sucede con las variaciones en rango. En general se puede decir que son ligeramente más frecuentes los incrementos que los decrementos al incluir la variabilidad del muestreo de capturas. Sin embargo, en ninguno de los dos casos el sesgo es importante (ver Apéndice 1: Resultados estadísticos ) dado que rara vez supera el 1%; por lo tanto esas pequeñas variaciones no deberían tener una influencia importante en la variabilidad global. Según Cochran (1977) el efecto del sesgo en la exactitud de un estimador es despreciable si este sesgo es menor que la décima parte del error estándar.

El gráfico inferior muestra el incremento del ECB (Ecuación 2.17)

$$ECB_{\text{cambio}} = (ECB_t - ECB_p) / ECB_p$$

ECB es una medida de exactitud ya que mide conjuntamente dispersión y sesgo. El cambio en ECB al incluir la variabilidad del muestreo de capturas muestra una distribución muy parecida a la del incremento de  $L$ , lo que confirma que la influencia del sesgo es poco importante en el incremento global del error en este caso. Ese patrón de distribución del incremento, con valores altos a edades menores de 6 años y anteriores a 1996 podría estar relacionado con la abundancia ya que esas edades y años coinciden con clases de gran abundancia (Vázquez y Cerviño, 2001).

La Figura 2.8 aclara esta cuestión ya que muestra la relación entre el logaritmo decimal de la abundancia de cada clase anual y el porcentaje de incremento del ECB. El incremento de ECB nos muestra el aumento del error cuando consideramos todas las fuentes de variación frente al error cuando sólo consideramos la variabilidad entre pescas. Para abundancias menores que 6 en escala logarítmica (poblaciones de 1 millón de individuos), la inclusión de la variabilidad debido a las mediciones de tallas y a la asignación de edades produce un aumento considerable en el ECB global llegando en algunos casos a superar el 100%. Para abundancias superiores a 6, es casi siempre menor del 10% y en algunos caso es negativo. En término medio, el aumento del ECB es del 30% en los 128 casos estudiados.

En conclusión, la variabilidad del muestreo de tallas y de edades es un importante componente del error de la abundancia por edad de bacalao de Flemish Cap, y no tenerlo en cuenta nos conducirá a una infravaloración de su varianza. La variabilidad del muestreo de tallas y de edades es especialmente importante con niveles medios y bajos de abundancia, donde incrementos del error estándar superiores al 20% son frecuentes.

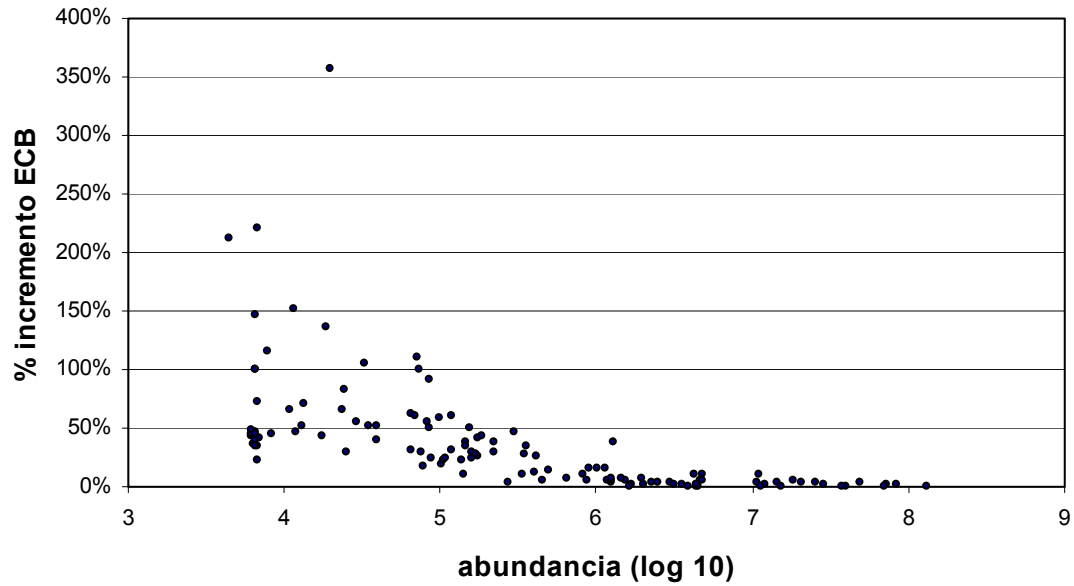


Figura 2.8.- Relación entre la abundancia (en escala logarítmica) y el incremento del error cuadrático bootstrap (% incremento ECB)

*Participación de los distintos componentes de la varianza en la varianza total.*

Una vez que se confirma que la incorporación de la variabilidad de la clave talla-edad y la distribución de tallas tienen un efecto importante en la variabilidad de los índices de abundancia, y que no tenerlo en cuenta puede llevarnos a subestimar la varianza total, otra consideración que debe hacerse es sobre la participación de cada una de las fuentes de variabilidad en el proceso; esto nos permitiría centrar el esfuerzo del muestreo sobre aquellas etapas más susceptibles de mejoría. La comparación de los errores (Figura 2.7) y de las matrices de correlación (Tabla 2.7) muestran que el principal componente de la variabilidad de las abundancias por edad es el debido a las diferencias entre pescas.

La Figura 2.9 muestra las varianzas relativas de cada una de las fuentes de variabilidad estimadas mediante simulaciones independientes ( $Sim_p$ ,  $Sim_m$ ,  $Sim_e$ ) y agrupadas en distintos niveles de abundancia (eje x). Cada columna representa la varianza media de las clases (año-edad) pertenecientes a un mismo rango de abundancia, rango que en el gráfico está expresado en escala logarítmica decimal. El 100 % de varianza está determinado por la simulación con las tres fuentes de variabilidad operando conjuntamente ( $Sim_t$ ); si los tres procesos son independientes, la suma de sus varianzas debería igualar la varianza total, si no lo son, sus covarianzas explican parte de la diferencia. Otra pequeña parte estaría causada por el proceso *bootstrap*, que no proporciona resultados exactos. La ecuación siguiente describe los componentes de la varianza de los índices de abundancia; entre paréntesis figuran los componentes no explicados.

$$V_t = V_p + V_m + V_e + (2Cov_{p-m} + 2Cov_{p-e} + 2Cov_{m-e} + \varepsilon_{Bootstrap})$$

Las pequeñas diferencias observadas entre la suma de las tres varianzas y la varianza total (100%), indican que los tres procesos son prácticamente independientes, aunque a bajas abundancias, la variabilidad debida a la dependencia entre procesos y el error *bootstrap* puede alcanzar hasta el 10%.

La inclusión de la variabilidad del muestreo de capturas supone un incremento de la varianza total que oscila entre el 60 y el 40 % en las clases menos abundantes (Log abundancia < 5,5), aunque en las clases más abundantes el aporte se reduce a un 5%. Una pequeña parte de la variabilidad total, no explicada por ninguna de las varianzas parciales se debe a la covariabilidad entre procesos, que aunque es pequeña, en algunos casos podría alcanzar el 10%. En cualquier caso, la covarianza entre procesos es un aporte a la varianza total causada por la inclusión del muestreo de las capturas en el cálculo.

La relación entre la abundancia y el peso relativo de los distintos componentes de su varianza se explica por la propia dinámica del muestreo de capturas; cuando las capturas son altas, se obtiene una muestra suficiente para tallas y para edades sin tener que recurrir a toda la captura, sin embargo, con abundancias bajas la muestra puede ser insuficiente; en casos extremos de clases de edad raras, la muestra está compuesta por un solo individuo. Conforme aumenta la abundancia también lo hace el tamaño de la muestra destinada a la elaboración de la distribución de tallas y de la clave talla-edad, pero no aumenta el número de pescas, que es más o menos igual todos los años; la combinación de estos dos fenómenos hace que la participación relativa de la componente de varianza entre pescas aumente con la abundancia.

La columna de la derecha del gráfico izquierdo la Figura 2.9 muestra la media global de los 14 años con sus respectivas edades. Se observa que el componente principal de la varianza es debido al diseño del muestreo de las pescas con un 66% en total, los otros dos componentes (muestreo de tallas y muestreo de edades) aportan cada uno de ellos un 15% de la varianza. El restante 4% sería una combinación de las covariabilidades entre procesos y del error de simulación.

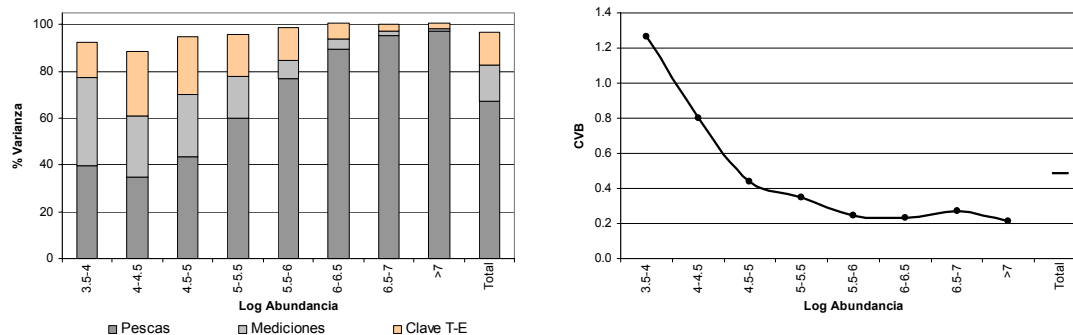


Figura 2.9.- Participación en la varianza total de cada una de las fuentes de variabilidad (gráfico izquierdo) y relación entre el coeficiente de variación y la abundancia (gráfico derecho)

El gráfico de la derecha de la Figura 2.9 muestra el coeficiente de variación *bootstrap* (CVB) medio para los mismos rangos de abundancia que el gráfico precedente. El CVB medio total (en la derecha del gráfico), está ligeramente por debajo de 0,5. El gráfico muestra niveles de CVB relativamente altos a bajas abundancias y un descenso progresivo hasta estabilizarse alrededor de 0,2 en los niveles más altos de abundancia. Las distribuciones estadísticas desplazadas hacia la derecha como la lognormal o la gamma, que habitualmente se asocian con los índices de abundancia (Cadigan y Myers, 2001), se caracterizan por tener coeficiente de variación constante, algo que no se

aprecia en este gráfico. Esta discrepancia se puede deber a que las clases de edad poco abundantes están estimadas con muestras pequeñas lo cual aumenta su error.

Esta falta de proporcionalidad entre la media y su error estándar tiene implicaciones en el ajuste de los modelos estructurados por edades como el XSA o el ADAPT que basan el ajuste en la minimización de los residuos de la regresión lineal entre el logaritmo de la abundancia calculada mediante análisis de cohortes, variable independiente, sin error, y el logaritmo de los índices de abundancia, variable dependiente, con error. Si el coeficiente de variación de la variable dependiente no es constante, su transformada logarítmica no será una variable homocedástica, que es uno de los supuestos fundamentales en la regresión lineal (Sokal y Rohlf, 1995; Rawlings, 1988) y por lo tanto se podrán producir malos ajustes que podrían dar lugar a resultados sesgados.

### **2.3.2 Aplicación del método a la mejora del diseño del muestreo**

El método descrito permite la evaluación de los errores asociados a los índices de abundancia por edad, permite la inclusión de fuentes de error que habitualmente no se consideran como el muestreo de tallas o de edades, y permite el cálculo de las covarianzas entre las distintas clases de edad. Además de esto, el método puede ser útil para simular condiciones hipotéticas que, mediante el análisis de los resultados, nos ayuden a entender como actúa el muestreo, cuáles son sus debilidades y cómo puede ser mejorado. En las siguientes simulaciones se pretende mostrar como aplicar el método a dos aspectos, que ya han sido apuntados como susceptibles de mejora, que son la evaluación del actual esquema de estratificación y la redistribución del esfuerzo del muestreo entre los tres niveles descritos (pescas, tallas y edades).

#### **2.3.2.1 Simulaciones sobre la eficacia de la estratificación.**

El objetivo de cualquier muestreo es conseguir un estimador insesgado y de mínima varianza del parámetro de interés. Mínima varianza significa que estimas repetidas del parámetro sean lo mas parecidas posible, es decir, que el estimador sea lo más preciso posible; una manera de aumentar la precisión de un estimador es dividiendo una población heterogénea en subpoblaciones independientes, cada una de las cuales es internamente más homogénea, estas subpoblaciones se conocen como estratos y el muestreo realizado bajo estas condiciones se llama muestreo estratificado. El objetivo del diseño del muestreo estratificado es conseguir que la mayor parte de la variación se produzca entre estratos y no dentro de los estratos; puesto que la abundancia total y su varianza son una suma de la abundancia y la varianza en cada estrato, reducir la variación dentro de cada estrato maximiza la precisión del estimador (Cochran, 1977).

A la hora de diseñar un muestreo aleatorio estratificado hay dos consideraciones importantes: primero, como diseñar los estratos y, segundo, como distribuir las pescas en los estratos. El diseño de los estratos implica decidir la posición de los límites de cada estrato y el número de estratos optimo; según Cochran (1977), en general, incrementar el número de estratos en más de 6 no produce ninguna mejora significativa. Respecto a la distribución de las pescas en cada estrato, la estrategia mas eficaz consiste en muestrear mas intensamente los estratos más grandes y los más variables. Puesto que el error estándar de la abundancia de los peces es proporcional a su propia abundancia, una buena estrategia sería distribuir las pescas en cada estrato proporcionalmente a la

fracción de abundancia estimada por ese estrato (McCallum, 2000). Estos dos componentes: diseño de estratos y distribución de las pescas en ellos afectan a la precisión independientemente, de tal manera que si las pescas se distribuyen proporcionalmente al tamaño del estrato, la ganancia en precisión debido a este componente será nula y toda la posible mejora del diseño dependerá del número y forma de los estratos (Gavaris y Smith, 1987)

La precisión de cualquier estimador estadístico es proporcional a la cantidad de información que hay en el proceso que estamos midiendo. En el caso de muestreos aleatorios simples la precisión basada en muestras grandes es mayor que la basada en muestras pequeñas; en este caso la información se refiere al tamaño de muestra (Smith, 1996). En muestreos estratificados, la información también se encuentra en el diseño de los estratos, por lo tanto, la precisión de la media estratificada y la eficiencia de un determinado diseño estratificado se pueden medir mediante comparaciones con diseños simples, sin estratificar, entendiendo que las diferencias en precisión serán debidas al diseño estratificado.

El muestreo aleatorio estratificado es el método de muestreo recomendado para las campañas de arrastre de fondo (Doubleday, 1981), tiene las ventajas de que permite repartir las muestras en la totalidad del área de muestreo y mejorar la precisión de los estimadores de abundancia con gran efectividad dada la irregular distribución de las densidades de peces. El área de muestreo de Flemish Cap consta de 19 estratos (ver Tabla 2.2), que al igual que la mayoría de los estratos de NAFO fueron diseñados basándose en consideraciones biológicas e hidrográficas (Doubleday, 1981). La zonación por profundidades fue el principal componente del esquema dado que la profundidad determina los límites de distribución de las distintas especies.

Las 120 pescas que compone la campaña Flemish Cap están distribuidas proporcionalmente al tamaño de cada estrato. El número de estratos, 19, puede parecer un número arbitrario y excesivo dado que a partir de 6 estratos la mejora aportada por la estratificación es insignificante (Cochran, 1977), sin embargo hay que tener en cuenta que el objetivo de la campaña es la estimación de los índices de abundancia de varias especies, que están distribuidas por distintas zonas del área de muestreo sin ocupar la totalidad del área. El objeto de las siguientes simulaciones es aplicar el método *bootstrap* ya descrito, para evaluar el beneficio del diseño de la estratificación que se ha usado en la campaña desde el año 1988 y para evaluar posibles diseños alternativos.

#### *Evaluación de la estratificación*

En este estudio, el esquema de estratificación que es usado para estimar la abundancia por edad del bacalao de Flemish Cap, es evaluado con respecto a la ganancia en exactitud que se hubiera obtenido si hubiéramos usado un muestreo aleatorio simple; si la varianza de la media estratificada es menor que la de la media simple, esto indica que el diseño estratificado contiene información relevante respecto al proceso medido (Smith y Gavaris, 1993b; Smith, 1996). También se investiga la posible mejora en precisión con una reducción del número de estratos de 19 a 9. El reparto de los 9 estratos se hizo uniendo estratos adyacentes, preferentemente estratos con la misma profundidad, de esta manera se mantienen los criterios que se usaron para delimitar los estratos originales, y no se altera el criterio de distribución de pescas, proporcionalmente al tamaño de los estratos. La tabla siguiente muestra la manera como se agruparon los 19 estratos originales para conformar los 9 estratos nuevos.

Nueva Estratificación	1	2	3	4	5	6	7	8	9
Estratos originales	1, 2	3, 4	5, 6	7, 8	9, 10, 11	12,13	14, 15	16, 17	18, 19

Se realizaron tres simulaciones *bootstrap* para calcular la distribución de la abundancia por edad y su error asociado: una simulación sin estratos ( $Sim_1$ ), otra con 9 estratos ( $Sim_9$ ) y otra con 19 ( $Sim_{19}$ ), esta última es la estratificación habitual. La diferencia en el procedimiento *bootstrap* en las tres simulaciones está en lo que se considera una observación independiente e idénticamente distribuida, que está determinado por los estratos. La ausencia de estratos ( $Sim_1$ ) significa que todas las observaciones (cada estación de pesca) tienen la misma probabilidad de ser elegidas, mientras que las simulaciones estratificadas ( $Sim_9$  y  $Sim_{19}$ ), la probabilidad de ser elegido es igual sólo dentro de cada estrato.

La exactitud de la abundancia por edad en los 14 años de campañas se calculó siguiendo la Ecuación 2.18, que define el coeficiente de variación *bootstrap* (CVB). Puesto que el CVB está sesgado debido al tamaño de la muestra en los distintos estratos, y las tres simulaciones con sus tres esquemas de muestreo se diferencian por tener distintos tamaños de muestra, antes de establecer comparaciones entre su exactitud (CVB) es necesario aplicar un factor de corrección para igualar ese sesgo. Se ha observado que una buena aproximación a ese sesgo se puede calcular a partir del número medio de estaciones por estrato ( $n$ ), mediante la siguiente fórmula  $((n/(n-1))^{1/2})$ : en el caso del muestreo de 19 estratos, con 6,3 pescas por estrato, el factor de corrección será 1,09, en el caso del diseño de 9 estratos, con 13,3 pescas por estrato, el factor será de 1,04 y en el caso del muestreo simple, el factor será de 1,00. Una vez aplicados estos factores de corrección a las distintas estimaciones de CVB, la eficiencia relativa de los muestreos aleatorios estratificados se midió con respecto al muestreo aleatorio simple mediante la siguiente ecuación:  $100 \cdot (CVB_{str} - CVB) / CVB$ ; siendo CVB el error cuadrático *bootstrap* para el muestreo aleatorio simple y  $CVB_{str}$  el error cuadrático *bootstrap* corregido para el muestreo aleatorio estratificado. De la misma manera se calculó la eficiencia relativa del muestreo de 9 estratos frente al de 19.

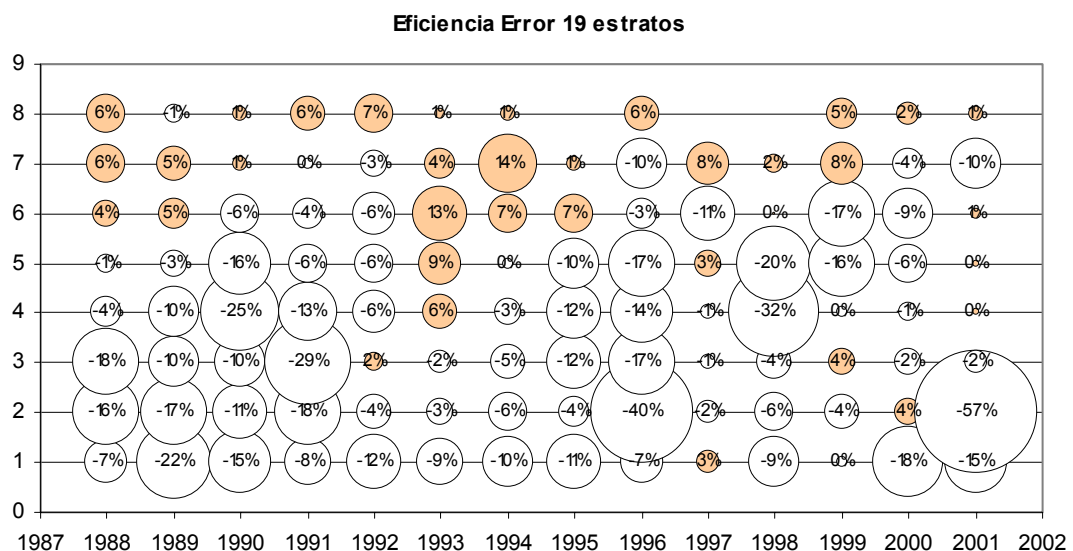


Figura 2.10.- Eficiencia relativa del muestreo aleatorio estratificado de 19 estratos respecto al muestreo aleatorio simple.



diseño	n° de casos		eficacia media	Eficiencia media por edad							
	positivos	negativos		1	2	3	4	5	6	7	8
19-1 estratos	35	74	-5,5%	-10%	-13%	-8%	-8%	-6%	-1%	2%	3%
9-1 estratos	27	82	-5,3%	-8%	-9%	-7%	-8%	-7%	-4%	0%	1%
9-19 estratos	46	63	1,1%	2%	9%	1%	1%	0%	-2%	-1%	-2%

Tabla 2.9.- Resumen de la comparación de eficiencia entre las distintas estrategias de estratificación.

Los resultados de la comparación entre el CVB del diseño aleatorio simple y el de 19 estratos se muestran en la Figura 2.10, para los años 1988 a 2001 y las edades 1 a 8. Los valores positivos implican que el error del muestreo simple, medido como CVB es menor que el del muestreo estratificado. De los 109 casos de abundancia por edad, la estratificación supone una reducción del error en 74 casos (68%) y alcanza una reducción próxima superior al 25% en 5 casos aunque por término medio la reducción es del 5,5% (ver Tabla 2.9). Los casos en que la estratificación supone un aumento del CVB son 35, 15 de ellos superan el 5%, y corresponden generalmente las edades mayores. En general se puede concluir que el modelo de 19 estratos reduce el error asociado a los índices de abundancia por edad del bacalao de Flemish Cap y que esta reducción es mayor en las edades menores

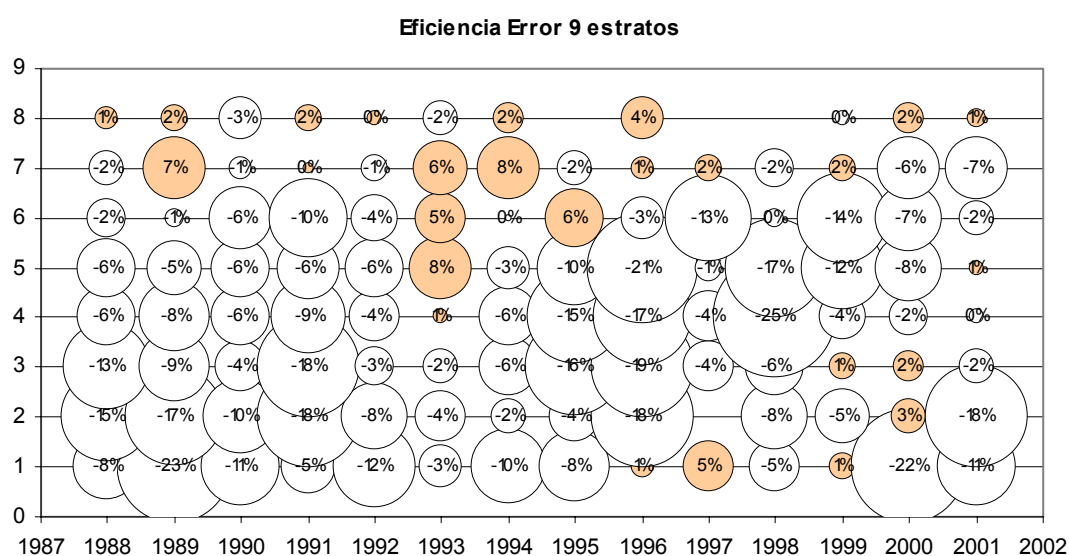


Figura 2.11.- Eficacia relativa del diseño de 9 estratos respecto al muestreo aleatorio simple.

Como alternativa al diseño de 19 estratos se propone un diseño con un menor número de estratos, 9. Para evaluar si el diseño alternativo de 9 estratos mejora el de 19 se compara de la misma manera que en el caso anterior (Figura 2.11). El diseño de 9 estratos también se muestra superior al muestreo simple (ver Tabla 2.9) y su eficacia relativa es similar a la del muestreo de 19 estratos. Muestra una reducción de CVB en 82 de 109 casos (75%) y una reducción media de 5,3%. Los casos donde la eficiencia empeora son 27 y sólo 7 superan el 5%. Al igual que en el caso del diseño de 19 estratos la eficacia del diseño de 9 estratos es mejor en las edades menores.

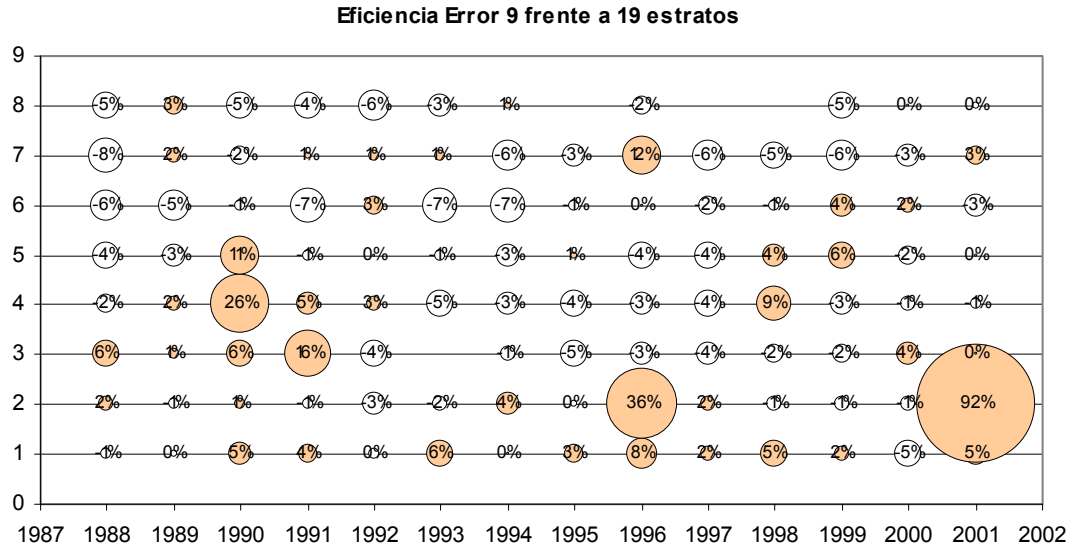


Figura 2.12.- Eficacia del diseño de 9 estratos frente al diseño de 19

Aunque la eficiencia media del diseño de 9 estratos es ligeramente inferior a la de 19 estratos, el número de casos con mejoría es mayor. Cuando comparamos la eficacia del diseño de 9 estratos con respecto al de 19 (Tabla 2.9) vemos que aunque el número de casos en los que el diseño de 9 estratos es mejor son más (63 frente a 46), por término medio el diseño de 19 estratos es ligeramente mejor con un 1,1%; aunque esta mejoría se debe fundamentalmente al efecto de unos pocos casos con un incremento relativo de error considerable (Figura 2.12). En esta situación es difícil concluir cual de los dos diseños estratificados es superior en eficacia.

#### *Sobre la eficacia de la estratificación y los métodos bootstrap*

El diseño aleatorio estratificado tiene dos componentes que permiten la mejora del error asociado a los estimadores: uno se refiere al diseño de los estratos e implica el número y los límites de los mismos, y el otro se refiere a la distribución de las pescas en esos estratos, de tal manera que los estratos con más variabilidad deben de ser muestreados más intensamente si queremos obtener algún beneficio en precisión por este concepto (Gavaris y Smith, 1987). La distribución de las 120 pescas en la campaña Flemish Cap se hace proporcionalmente al tamaño del estrato, por lo tanto, la ganancia en precisión debida a este componente de la estratificación será nula y toda la posible mejora dependerá del diseño de los estratos. La mejor manera de construir un estrato es siguiendo la distribución de frecuencias de la variable de interés o, en su lugar, una variable altamente correlacionada (Cochran, 1977) que en el caso del diseño de la estratificación de Flemish Cap esta variable fue la profundidad.

Los 19 estratos de la actual campaña de Flemish Cap pueden parecer muchos dado que a partir de 6 apenas se obtiene mejoría (Cochran, 1977). El problema de un elevado número de estratos es que hace que las posibilidades de distribuir eficientemente las pescas en cada estrato se vean reducidas (Smith y Gavaris, 1993b). Sin embargo hay que tener en cuenta que el bacalao en Flemish Cap no ocupa todo el área de muestreo; los 4 estratos exteriores, con profundidades entre 550 y 730 m están fuera de los rangos

de distribución del bacalao con lo cual los 19 estratos se reducen a 15. Además, el muestreo está orientado a las edades y cada clase de edad tiene una distribución mas reducida que el total de la población y su presencia en algunos estratos es nula o muy pequeña, con lo que el número de estratos efectivo para cada edad se puede ver considerablemente reducido.

Los resultados muestran que el diseño de 19 estratos disminuye considerablemente el error respecto al diseño simple esta reducción es mas evidente en las edades menores mientras que para las edades mayores esta mejoría es inferior o no existe. Esta dependencia de la edad se puede explicar por la relación con la abundancia dado que la abundancia de las edades mayores es menor y su muestreo implica una reducción del tamaño de la muestra. Tomemos como ejemplo un caso extremo dentro de las clases menos abundantes, supongamos que tenemos una clase de edad que sólo está presente en una muestra; puesto que la varianza de la abundancia de esa clase de edad es la suma de las varianzas de cada estrato, en el diseño de 19 estratos habrá 18 con varianza 0 y un estrato con varianza inversamente proporcional al número de muestras de ese estrato. Mientras que en el diseño sin estratos, donde el número de muestras es de 120, la varianza siempre será menor.

Una manera de contrarrestar el efecto negativo de la reducción del número de muestras por estratos es aumentando el tamaño de los estratos; puesto que la distribución de las pescas en los estratos de Flemish Cap se hace proporcionalmente al tamaño del estrato, se puede modificar el diseño uniendo estratos contiguos sin alterar esta proporcionalidad y sin que la nueva distribución de las pescas suponga una perdida de eficacia en los resultados. El diseño actual de 19 estratos se realizó de tal manera que los diferentes estratos puedan ser combinados para adaptarse a los requisitos del muestreo sin necesidad de modificar el sistema de estratos básico (Doubleday, 1981). El diseño alternativo propuesto consta de 9 estratos, de los cuales los dos externos están fuera del área de distribución del bacalao. Los resultados de la simulación con 9 estratos muestran una reducción del error en la mayor parte de los casos, con respecto al muestreo aleatorio simple; sin embargo no está muy claro que el diseño de 9 estratos mejore el error del de 19.

El diseño de 19 estratos es ligeramente más eficiente que el de 9 y ésto es más patente en los niveles altos de abundancia. El análisis realizado mediante simulaciones *bootstrap* muestra que la reducción del número de estratos no aporta mejoras importantes con respecto al diseño inicial, sin embargo, el método si que es válido para evaluar diseños alternativos y no se descarta que un análisis más detallado permita alcanzar una estratificación óptima. Una vez que se ha alcanzado la estratificación optima se podría avanzar en la reducción de errores mediante la redistribución de las pescas. Smith y Gavaris, 1993b, estudiando el bacalao de la plataforma Escocesa (Canadá), encuentran que incluso cuando los estratos han sido diseñados para adecuarse a la distribución del bacalao, la mayor parte de la ganancia en precisión se debe a la distribución de las pescas en los estratos. Las simulaciones permitirían redistribuir el número de estaciones en cada estrato de un modo proporcional a la abundancia de ese estrato; puesto que el error es proporcional la abundancia, de este modo se aumentaría el esfuerzo de muestreo en los estratos con más error, lo cual contribuirá a una mejora de los resultados. El cálculo *bootstrap* de su error nos permitiría evaluar la eficacia de diseños alternativos que combinen diseño de estratos y distribución de pescas al mismo tiempo.

Existen varias dificultades para aplicar el método de análisis de errores *bootstrap* a la mejora de los índices de abundancia por edad en casos como el descrito aquí para el bacalao en la campaña Flemish Cap. Estas dificultades son:

1. el sesgo en el cálculo del error que infravalora este error en cada estrato dependiendo del número de muestras de ese estrato.
2. la existencia de otras especies objetivo en la campaña, con varias clases de edad y con distintas distribuciones espaciales, que condicionan la estratificación usada.
3. los límites variables de estas distribuciones debido a cambios ambientales interanuales.

A pesar de estas dificultades, las simulaciones *bootstrap* pueden ser herramientas útiles para decidir el diseño de estratificación óptimo, tanto para decidir el número y forma de los estratos como para distribuir las pescas en los mismos.

### **2.3.2.2 Simulaciones sobre la eficacia de la duración de las pescas**

El análisis realizado de la importancia relativa de cada una de las etapas de muestreo sobre la variabilidad total de los índices de abundancia por edad mostró que la principal fuente de variación es la debida a las pescas (Figura 2.9). La variabilidad debida al muestreo de tallas o al de edades tienen menor participación en el error global, aunque a niveles bajos de abundancia, cuando la muestra es pequeña, la importancia relativa de estos dos componentes aumenta.

La manera más directa de reducir la varianza de un estimador es aumentando el tamaño de la muestra. Puesto que existen tres niveles de muestreo, el esfuerzo de aumentar el tamaño de la muestra se verá mejor recompensado si se realiza en el nivel donde el error es proporcionalmente mayor. A niveles bajos de abundancia, los tres niveles son igualmente susceptibles de mejora, sin embargo, puesto que la muestra para tallas o para edades es pequeña, ésta ya se muestrea completamente y no es posible aumentarla. Conforme aumenta la abundancia, también lo hacen las muestras disponibles para tallas y edades aunque su error relativo disminuye con lo cual el efecto del aumento del tamaño de estas muestras tendrá poca incidencia en el error final. Antes de reorganizar el esfuerzo de muestreo hay que tener en cuenta que los individuos capturados en una pesca son más parecidos entre sí de lo que lo son los individuos de la población; el esfuerzo de aumentar el tamaño de muestra dentro de una pesca no repercute en el error total del mismo modo que lo haría si fuesen muestras independientes (Pennington *et al.*, 2002). En esta situación, es esperable que el esfuerzo realizado para reducir el error debido a la diferencia entre pescas, es decir, el aumento del número de estaciones, tenga una mayor repercusión en la reducción de la varianza global.

Otra consideración que hay que hacer a la hora de decidir el tamaño de una muestra es el coste del muestreo. El mantenimiento en el mar de un barco bien preparado, con su tripulación y con un equipo de científicos, tiene un coste tan alto que la posibilidad de modificar la duración de la campaña en función del error esperado no es posible y por lo

tanto el aumento del número de pescas mas allá de lo establecido tampoco es posible a menos que se reduzca su duración.

En la campaña de Flemish Cap, la duración de las pescas es de 30 minutos. En el año 1992, aprovechando la posibilidad de usar un sensor de apertura vertical del arte, se estableció una relación entre la profundidad en el momento de la largada y el tiempo que tarda el arte en alcanzar la forma de trabajo adecuada (Ecuación 2.5). Desde entonces se mantuvo este criterio como un estándar, favoreciendo la reducción del error debido a la medición de la distancia efectiva de arrastre.

En muestreos complejos, donde existen varias fuentes de variabilidad, es importante conocer las etapas de muestreo más sensibles para poder mejorar la eficacia del esfuerzo de muestreo. Una de las etapas más sensible en la campaña Flemish Cap es la del diseño del muestreo, esto es, la variabilidad entre pescas. Partiendo de que no es posible aumentar la duración de la campaña y por lo tanto no se puede aumentar el número de las pescas, el objetivo de la siguiente simulación es evaluar la variación del error asociado a una posible reestructuración del esfuerzo de muestreo disminuyendo el tiempo de arrastre y aprovechando el tiempo ganado para incrementar el número de las pescas.

#### *Simulación de una campaña alternativa*

El método empleado, al igual que en el experimento anterior, es simular unas condiciones ficticias que nos permitan conocer de qué manera se vería afectado el error asociado a los índices de abundancia por edad con respecto al error asociado a las condiciones originales.

Las nuevas condiciones para la simulación son las siguientes: (a) reducción del tiempo de arrastre de 30 a 20 minutos. En una campaña de 120 pescas esto implica una ganancia de 1200 minutos (20 horas). (b) Incremento del número de pescas, de 120 a 135. En una jornada de trabajo de 6 de la mañana a 10 de la noche se realizan, en término medio, 8 pescas, con lo que una reducción diaria de 80 minutos podría permitir realizar una pesca adicional cada día con lo que se podrían hacer 15 pescas extra, pasando de 120 a 135. La distribución de las nuevas pescas se realizó atendiendo a la distribución de la especie objetivo de este estudio, el bacalao, con lo cual se optó por añadir una pesca extra en cada estrato excepto en los 4 estratos exteriores, donde la presencia del bacalao es nula.

La modificación de la duración de las pescas puede afectar a los tres niveles de muestreo (capturas, tallas y edades). En primer lugar afecta a la captura, que pasa a ser  $2/3$  de la original. Esta reducción genera un problema a la hora de realizar el remuestreo *bootstrap* ya que necesitamos una distribución de frecuencias iniciales donde cada frecuencia sea una cantidad entera, no fraccionada. La solución que se aplica a este problema es el redondeo al entero más próximo. Esta solución no es exacta, pero para el propósito de la simulación es la más sencilla y es suficiente. El redondeo afecta negativamente al cálculo de la abundancia en las clases de edad menos frecuentes, de tal manera que una pesca donde sólo hay 1 individuo continuará con 1 individuo al reducirse su duración en  $2/3$  mientras que una pesca con 2 individuos se redondeará a la mitad. Evidentemente, el efecto del redondeo será menor conforme aumente la abundancia de cada pesca. La reducción de la duración de las pescas también afecta al

tamaño de la muestra para el muestreo de tallas; en cada pesca, si la totalidad de las capturas originales se usaron para muestreo de tallas, entonces la muestra *bootstrap* para tallas se reducirá también en 2/3. Si las capturas originales son muy superiores a la muestra que se tomó para las tallas (mayores que 3/2), entonces la muestra *bootstrap* para tallas no se verá modificada por la reducción del tamaño de las pescas y será la misma que la original. En los casos intermedios, la muestra *bootstrap* para tallas se adaptará a los 2/3 de la captura original.

Para la clave talla-edad se mantiene la relación original. Aunque de un modo global la superficie muestreada se ve reducida, esto no implica necesariamente que las muestras para determinación de la edad también se reduzcan. La distancia muestreada en una campaña estándar de 120 pescas de 1,75 millas es 210 millas, mientras que la campaña simulada con pescas de 2/3 de duración tendrá 135 pescas de 1,17 millas (157,5 millas). En campañas donde la abundancia es baja y la mayor parte de la captura se usa para la determinación de la edad, como ha sucedido en los años recientes, es posible que esta reducción de las capturas totales pudiera afectar a las muestras disponibles para la determinación de la edad, sin embargo esta consideración no se tiene en cuenta en la simulación con lo cual es posible que la simulación subestime el error de algunas clases de edad poco abundantes.

Los resultados de la simulación se comparan con los resultados originales de la campaña con el fin evaluar su error. Estos resultados se expresan como cambio relativo con respecto a la campaña estándar, tanto para los índices de abundancia por edad como para su coeficiente de variación, de tal manera que los resultados negativos muestran una reducción del parámetro simulado con respecto al del muestreo estándar (Figura 2.13).

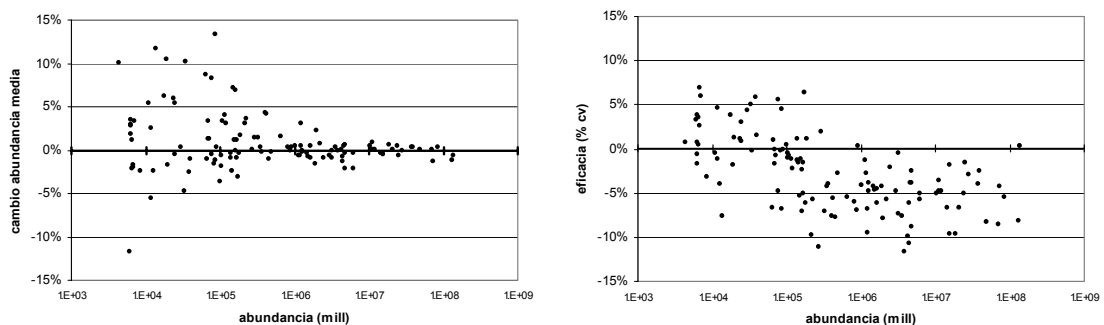


Figura 2.13 Efecto de la reducción de las pescas a 20 minutos. Desviación relativa de la abundancia (izquierda) y eficacia relativa respecto al error estándar (derecha)

Puesto que la simulación incluye el aumento de una pesca en cada estrato y esta pesca es una pesca ficticia, no existe una solución analítica para el cálculo del error los índices de abundancia en estas condiciones. Los valores que se usan en las comparaciones son la media *bootstrap* de las 3000 iteraciones y el coeficiente de variación, calculado como el error estándar de estas 3000 iteraciones dividido entre la media *bootstrap*.

#### *Comparación con la campaña original*

La abundancia por edad estimada mediante los dos métodos debería ser igual puesto que la población muestreada es la misma, sin embargo se observa que a bajos niveles de abundancia la simulación con pescas de 20 minutos de duración proporciona

estimadores de abundancia más variables (Figura 2.13). Mas que un problema de sesgo, estas diferencias se pueden explicar como consecuencia del redondeo en la simulación, que afecta más intensamente a la densidad de las clases menos abundantes. Cuando se reduce 1/3 una pesca con 1 individuo capturado, y se mantiene la captura al redondear, la densidad estimada por esa pesca aumenta el 50 %; sin embargo, cuando el número de individuos es de 2, el redondeo hace que la densidad estimada por esa pesca se reduzca el 25%. La Figura 2.13, a la izquierda muestra que, a bajas abundancias, las desviaciones positivas son más intensas que las negativas. Este comportamiento se ajusta a la explicación anterior si las diferencias positivas corresponden con un dominio de pescas con 1 individuo y las negativas a las pescas con 2. El hecho de que conforme aumente la abundancia, los estimadores de la simulación converjan en los mismos valores que los cálculos originales confirman la validez de la simulación con respecto a las estimas de densidad individuales.

El gráfico de la derecha de la Figura 2.13 muestra la eficacia del muestreo de 20 minutos con respecto al muestreo original. De los 121 casos mostrados, sólo en 29 (24%) hay aumento del error mientras que en 92 el error disminuye. Si consideramos todos los casos en conjunto la reducción media del error estándar es del 4%. Sin embargo esta mejoría es dependiente de la abundancia de tal manera que a bajas abundancias (<100 mil individuos) domina ligeramente el incremento del error, sin embargo, conforme aumenta la abundancia la mejoría del muestreo de 20 minutos es evidente; para estimas de abundancia superiores a 100 mil individuos, el coeficiente de variación se reduce un 5% por término medio. En la Figura 2.9 vemos que cuando la abundancia es inferior a 100 mil (las 3 columnas de la izquierda) la variabilidad debida a las pescas y la debida a las mediciones de tallas y de edades es similar con lo cual el incremento de una pesca en cada estrato no compensa la reducción de la superficie muestreada, y por consiguiente del número de mediciones se reduce en un 25% aproximadamente. Sin embargo, conforme aumenta el número de individuos, la importancia relativa de la variabilidad debida a las pescas también aumenta, con lo cual el incremento de una unidad de muestreo en cada estrato es suficiente para compensar la pérdida de superficie muestreada, que en el diseño de 20 minutos disminuye un 25% con respecto al diseño estándar.

Según Godø *et al.* (1990), puesto que la distribución espacial de los peces es irregular, formando agrupaciones de alta densidad próximas a zonas despobladas, el tamaño de las pescas debería ser lo más reducido posible para captar correctamente esta especial distribución. El límite en la reducción de la duración de la pesca de arrastre de fondo viene impuesto por la capacidad para determinar con precisión el momento en el cual la red contacta con el fondo y el momento en el cual la abandona, esto es, el tiempo efectivo de arrastre, dado que el error introducido por estas dos mediciones es relativamente mayor conforme la pesca se acorta. En la campaña de Flemish Cap, desde el año 1992 se viene aplicando una corrección sobre el inicio efectivo de la pesca en función de la profundidad, reduciendo así el error asociado a este parámetro. Las experiencias realizadas en esta dirección indican que reducciones de la duración de las pescas hasta 15 minutos no implican pérdida de eficiencia (Carlsson *et al.*, 2000).

Pennington *et al.* (2002), estudiando la distribución de tallas de especies demersales en varias campañas, considera que la precisión de las estimaciones de abundancia por talla es tremendamente baja comparada con el alto número de peces medidos. Las causas de esta imprecisión son la alta variabilidad de la densidad de peces en el área de muestreo y

el hecho de que los peces capturados en una misma pesca tienen un tamaño más parecido entre sí que los peces de la población entera (Pennington y Vølstad, 1994), por lo tanto,  $M$  peces recogidos en  $n$  “clusters” contendrán menos información que  $M$  peces muestreados aleatoriamente. Una manera de medir esta información es determinando el número de muestras independientes necesarias para proporcionar la misma precisión que ofrece el muestreo de “clusters”, es decir, el tamaño de muestra efectivo. Pennington *et al.* (2002) expone la relación analítica entre tamaño de muestra efectivo y el coeficiente de correlación entre clases de talla; de tal manera que cuanto mayor sea esta correlación menor será el tamaño efectivo de una muestra dada. La precisión de otras características de la población también será relativamente baja si el atributo medido está correlacionado positivamente en cada pesca; Bogstad *et al.* (1995) obtienen estos resultados al examinar contenidos estomacales del bacalao ártico.

El análisis realizado presenta el mismo comportamiento para los grupos de edad del bacalao de Flemish Cap. Como se expone en la Tabla 2.7, las correlaciones entre clases de edad son altas, especialmente entre clases de edad contiguas. Las estimaciones *bootstrap* de precisión de la abundancia por edad evidencian que reducir el tamaño de la unidad de muestreo 1/3 y reinvertir el tiempo ganado en realizar pescas extra (1 por estrato) puede mejorar su eficacia considerablemente a pesar de que la superficie total muestreada se reduce un 25%. Aunque la captura total disminuye en la misma medida (25%), las estimas de densidad por edad son más precisas y la muestra de individuos es más representativa de la población, lo que repercute en una reducción del error de los índices de abundancia por edad.

El objetivo principal de cualquier muestreo es obtener unos estimadores lo más precisos posibles al coste más bajo posible. Hemos visto dos aplicaciones del remuestreo *bootstrap* a la mejora del diseño del muestreo sin necesidad de aumentar su coste, que es el factor limitante en la mayoría de las campañas. En el caso del número óptimo de estratos, se comprueba que el actual diseño de 19 estratos mejora considerablemente el muestreo simple y que el diseño de 9 estratos no parece mejorar sustancialmente el diseño actual. En el caso del reparto del esfuerzo entre el muestreo en cubierta y el diseño de las pescas, se comprueba que la reducción de la duración de las pescas puede ser una manera de aumentar la precisión del muestreo si el tiempo ganado se emplea en aumentar el número de pescas. Ambas situaciones son ejemplos de cómo aplicar los métodos *bootstrap* a la mejora diseño de las campañas, comprobando si las hipotéticas modificaciones tendrán éxito o no, sin ningún coste de muestreo.





---

### **3 Capítulo II. El XSA (Extended Survivors Analysis), análisis de sensibilidad**

*If you confess your uncertainty verbally you will be ridiculed.  
If you confess your uncertainty mathematically you will be forgiven.*  
(P. Koeller, 2003)

---



---

## **3.1 Introducción**

### **3.1.1 La evaluación de pesquerías y los modelos**

Las poblaciones de peces pueden verse alteradas como consecuencia de las diferentes estrategias de explotación a las que estén sometidas. Estas alteraciones pueden ser cambios en la abundancia, en la biomasa, en la distribución de tallas, en la estructura por edades, etc. La investigación pesquera se ha desarrollado usando descripciones estadísticas y matemáticas de estos procesos con el objetivo de entender la dinámica de las poblaciones explotadas, de tal manera que si podemos predecir la respuesta de las poblaciones frente a diferentes perturbaciones seremos capaces de gestionar las pesquerías de acuerdo con los objetivos que nos propongamos. Éste es el objetivo de la evaluación de pesquerías.

Cotter (2003) proporciona una visión clara del significado de la evaluación comparándola con la práctica médica, donde el stock es el paciente, el biólogo es el médico y los pescadores son una enfermedad crónica. Existen varias definiciones de lo que es evaluación de pesquerías: para Hilborn y Walters (1992) es el uso de cálculos matemáticos para hacer predicciones cuantitativas sobre las reacciones de las poblaciones de peces frente a estrategias de gestión alternativas. Sparre y Venema (1995) definen la evaluación de pesquerías como la búsqueda del nivel de explotación que permita obtener, a largo plazo, el rendimiento máximo de una pesquería. Para NMFS (1998) es la ciencia de la recolección de datos, su análisis y su modelado que proporciona la base para la gestión prudente y sostenible de los recursos pesqueros. Para Mace (2001) es el proceso de recolección y análisis de información demográfica con el objetivo de determinar los efectos de la pesca sobre las poblaciones de peces. La evaluación requiere predicciones cuantitativas proporcionadas por modelos que, aunque inexactas, son útiles para establecer una medida de las acciones necesarias para obtener los mejores resultados en su gestión (Beverton y Holt, 1957).

La calidad de una evaluación, es decir, la exactitud y la precisión de la estimación de biomasa o de la tasa de explotación, viene determinada en primer lugar por la calidad de los datos empleados ya que el error proporcionado por el modelo empleado, por muy sofisticado que éste sea, está directamente relacionado con la calidad de estos datos. Cualquier medida orientada a la mejora de la calidad de los datos base repercutirá sobre la calidad de los resultados (NMFS, 1998). Los datos determinan las posibilidades de aplicar distintos modelos; la evolución de la investigación pesquera y la popularización de los ordenadores ha permitido un amplio desarrollo de modelos (Hilborn y Walters, 1992, Quinn y Deriso, 1999), sin embargo los modelos no son una representación fiel

de la realidad; más bien representan hipótesis acerca del comportamiento que podríamos esperar de ésta (Hilborn y Mangel, 1997).

### **3.1.2 Los modelos matemáticos y su papel en pesquerías**

Uno de los principales objetivos en el estudio de la ecología de poblaciones es describir y explicar el cambio en número de individuos en una población a lo largo del tiempo (o espacio), que es lo que conocemos como *dinámica de poblaciones*. En la dinámica de las poblaciones explotadas, el objetivo principal es conocer de qué manera la explotación altera la dinámica del sistema. El papel de los modelos es describir la dinámica de las poblaciones explotadas de tal manera que podamos obtener la información necesaria para la correcta gestión del recurso. Los modelos nos permiten describir este proceso de un modo cuantitativo. Un modelo es una representación de la realidad expresada en lenguaje simbólico o matemático y, según Gillman y Hails (1997), existen varias razones para hacerlo así: por la simplicidad y formalidad de la descripción; por la capacidad de manipulación del modelo y por la facilidad para el estudio de las propiedades del sistema.

Los modelos ecológicos no son una réplica de la realidad sino una abstracción de ésta; en este sentido, los resultados de los modelos, los parámetros poblacionales estimados, no pueden ser interpretados como una certeza absoluta sino teniendo en cuenta una completa descripción de los supuestos sobre su relación con la realidad, así como lo que esto implica. Esto, que debería ser una práctica habitual en la evaluación de pesquerías, no es tan frecuente como debería (Haddon, 2001); así, Walters y Maguire (1996) critican algunos procesos de evaluación por confundir los resultados de los modelos con la realidad al aceptarlos de un modo acrítico.

#### *Funciones de los modelos*

Además de la determinación de parámetros, los modelos también pueden ser útiles en otros aspectos (Robertson *et al.*, 1991):

1. El modelo es una *herramienta de investigación* que sirve para probar el propio conocimiento del sistema. Un modelo puede ser utilizado como una herramienta para evaluar hipótesis. Una vez que se han establecido las relaciones que se considera que gobiernan el sistema, la hipótesis es evaluada mediante comparación entre el comportamiento del sistema modelado y la realidad observada. Esta comparación puede ser cualitativa (un análisis de la forma del modelo) o cuantitativa. Más que un test de hipótesis clásico, el método funciona como un proceso de refinamiento del modelo que nos permite aproximarnos más a la realidad a la vez que depuramos el propio modelo.
2. Los modelos se desarrollan para *predecir el futuro* comportamiento del sistema. Esta aplicación es usada en pesquerías para explorar escenarios alternativos de explotación, por ejemplo, de que manera un incremento de la tasa de explotación puede desplazar el punto de equilibrio de una población poniendo en riesgo su productividad. Las proyecciones son una herramienta usada frecuentemente en evaluación de pesquerías, para lo cual son necesarios modelos con alta capacidad predictiva.
3. Los modelos como *herramientas de gestión*. Recientemente esta aplicación está teniendo un uso creciente en la gestión de pesquerías mediante lo que se conoce

como modelos de simulación (Cooke, 1999; McAllister *et al.*, 1999). La idea consiste en modelar todos los procesos relevantes en la evaluación: dinámica, muestreo, modelo de evaluación, conjuntamente con las posibles estrategias de gestión. Una vez hecho esto se pueden probar distintas alternativas de gestión para evaluar la más favorable, por ejemplo, cambios en el patrón de pesca, reducción de la tasa de explotación, etc.

### *Tipos de modelos*

En general, los modelos aplicados a la ecología de poblaciones son dinámicos en la medida en que explican el estado actual del sistema como función de un estado anterior en el tiempo. Las dos principales familias de modelos aplicados en pesquerías, conocidos como modelos globales (Schaefer, 1954; Prager, 1994) y modelos estructurados por edades (Beverton y Holt, 1957; Hilborn y Walters, 1992), se diferencian por la manera de tratar la dinámica de la población explotada; en los primeros ésta es tratada como un todo que responde de un modo unitario a la explotación, mientras que en los segundos la respuesta dinámica a la explotación es tratada independientemente para cada clase de edad, siendo la respuesta global la suma de las respuestas parciales de cada una de las clases de edad.

Existen diversos tipos de modelos matemáticos. Pueden caracterizarse como *descriptivos o predictivos* en función del propósito para el que han sido construidos; pueden ser *continuos o discretos*, en función de cómo es considerada la variable *tiempo*; *estáticos o dinámicos*, en función de si son capaces de predecir en un momento concreto o no; *deterministas o estocásticos*, en función de la estructura de su error y, además, pueden ser más o menos *realistas*, en función de lo cerca que estén de la realidad. Estas categorías no son excluyentes y cada modelo se puede definir mediante una combinación de estas características.

Los modelos pueden construirse para describir el comportamiento del sistema o para predecir su comportamiento (McCallum, 2000). Los *modelos descriptivos* nos ayudan a entender los procesos ecológicos de un modo cualitativo; el modelo simplemente imita el comportamiento de los datos observados. En estos modelos los parámetros estimados no suelen tener sentido ecológico; de alguna manera, los modelos descriptivos son como una caja negra donde lo único importante son las entradas y las salidas. Por otra parte, los *modelos predictivos*, aparte de proporcionar una descripción empírica de las variables observadas, también reflejan o simulan la percepción que el modelador tiene del sistema de tal manera que los parámetros tienen un sentido ecológico. Los modelos predictivos son, en cierto modo, hipótesis o teorías sobre la estructura del sistema.

Un *modelo dinámico* predice valores para una serie temporal, por ejemplo, qué pasará en cada uno de los años siguientes, mientras que un *modelo estático* predice el valor medio de la serie, es decir, que pasará, en término medio en los próximos años. Los modelos dinámicos tienen una mayor exigencia de datos, son más complejos, hay más parámetros que estimar, por lo tanto son más difíciles de manejar. Ejemplos de modelos dinámicos en pesquerías son los modelos globales (Schaefer, 1954; Prager, 1994), también conocidos como modelos de biomasa dinámica (Hilborn y Walters, 1992), o los modelos que se basan en el análisis de cohortes como el XSA (Shepherd, 1999) o el ICA (Patterson, 1999b). Ejemplos de modelos estáticos serían, el modelo de rendimiento por recluta (Beverton y Holt, 1957) o los modelos clásicos de reclutamiento (Ricker, 1954; Beverton y Holt, 1957), que proporcionan un rendimiento

medio o un reclutamiento medio, respectivamente. Los modelos estáticos son útiles para predicciones a largo plazo, mientras que los dinámicos se usan para predicciones a corto o medio plazo (Sparre y Hart, 2002)

En dinámica de poblaciones existen dos maneras de representar una variable que evoluciona a lo largo del tiempo: de un modo continuo, mediante ecuaciones diferenciales, y entonces hablamos de *modelos continuos*, o de un modo discreto, mediante ecuaciones de diferencias finitas y entonces hablamos de *modelos discretos*. Los modelos continuos fueron usados con frecuencia en los orígenes de la ciencia pesquera porque tienen la ventaja de que pueden ser resueltos con relativa facilidad analíticamente. Sin embargo la tendencia en pesquerías es buscar un mayor realismo mediante modelos discretos aunque sea a costa de perder la posibilidad de una solución analítica (Haddon, 2001), algo que actualmente no es un problema dada la posibilidad de los ordenadores de recurrir a soluciones numéricas. En pesquerías es frecuente recurrir a intervalos anuales, tanto en los modelos globales como con en los modelos estructurados, lo cual no desvirtúa la dinámica de la población, que está sometida a procesos estacionales como el reclutamiento.

En dinámica de poblaciones, un parámetro es una propiedad cuantitativa del sistema modelado, que puede permanecer constante en el tiempo y entonces hablamos de *modelos deterministas*, o que puede variar aleatoriamente, y entonces hablamos de *modelos estocásticos* (Haddon, 2001). Los modelos deterministas no tienen componentes aleatorios y sus resultados son expresados como un único valor, que representa el parámetro poblacional; su ventaja es la simplicidad. Los modelos estocásticos representan mejor la naturaleza, que en esencia también es estocástica; sus parámetros no tienen un valor fijo sino que siguen una determinada distribución de probabilidad y, dados unos datos de entrada, el modelo no es capaz de predecir con certeza cuales serán las salidas, sino que proporciona la función de probabilidad de éstas. El modelo estocástico incluye de un modo explícito la presencia de error en las observaciones o en los procesos. En dinámica de poblaciones, la principal causa de estocasticidad es la variación ambiental; un claro ejemplo de estocasticidad sería la variabilidad de los reclutamientos.

La principal virtud de un modelo es su *realismo*, sin embargo en ecología la realidad es demasiado compleja y la complejidad es una cualidad que dificulta el manejo de los modelos. Si introducimos en un modelo todos los procesos participan en la naturaleza nos encontraremos con un problema intratable desde un punto de vista informático, matemático y práctico. El nivel de complejidad aceptable para un modelo está determinado por el *principio de parsimonia*, también conocido como la *navaja de Occam*, según el cual ante dos posibles explicaciones alternativas de un fenómeno observado nos quedaremos con la más simple (McCallum, 2000). En el desarrollo de un modelo, la parte del sistema no explicada por el modelo constituye lo que se conoce como las asunciones o supuestos, que deben de ser explícitas (Haddon, 2001); en dinámica de poblaciones es frecuente asumir que el stock analizado constituye una única población, que ésta está totalmente aislada, etc. El conocimiento preciso de todos estos factores no explicados por el modelo son fundamentales para entender sus resultados.

### 3.1.3 Historia de los modelos aplicados a la evaluación de pesquerías

De un modo general, Russell (1931) identifica los factores que modifican la dinámica de una población: por un lado están las ganancias del sistema, constituidas por el reclutamiento (R) y el crecimiento individual (G), y por otro las pérdidas, que son la mortalidad natural (M) y las capturas (C). De esta manera, la variación de la biomasa de una población a lo largo del tiempo se podría expresar mediante la siguiente ecuación:

$$B_{t+1} = B_t + (R + G) - (M + C)$$

En ausencia de pesca, si las ganancias superan a la mortalidad natural la biomasa aumenta. La pesca introduce un elemento más de desequilibrio en el sistema, que son las capturas (C); para mantener la población en equilibrio es necesario que las capturas y la mortalidad natural (M), se igualen con el crecimiento (G) y el reclutamiento (R). Desde el punto de vista de la dinámica de poblaciones las capturas son el mecanismo para controlar las variaciones de la biomasa de la población. La relación entre las capturas y el equilibrio de la población o sostenibilidad ha sido uno de los objetivos principales de la investigación pesquera y la base para establecer las distintas estrategias de gestión.

Como ya se comentó anteriormente, existen dos escuelas fundamentales en lo que respecta a los modelos de evaluación de pesquerías: una escuela se desarrolla a partir de los *modelos globales* o de *biomasa dinámica*, que tratan a la población como una unidad, y analizan la relación entre las capturas y la biomasa basándose en el modelo de crecimiento logístico (Graham, 1935); la otra escuela estudia el efecto de las capturas sobre la dinámica de la población mediante el análisis de las cohortes por separado, son los *modelos estructurados por edad*, basados en el trabajo de Baranov (1918).

Los modelos globales son estructuralmente más simples y tienen una menor demanda de datos; generalmente es suficiente con una serie histórica de capturas y esfuerzos. Fueron aplicados por primera vez por Schaefer (1954), que incorpora las capturas como una variable más en el modelo logístico de Graham, con estimaciones de la biomasa que proporciona el máximo rendimiento sostenible ( $B_{msy}$ ) y la tasa de mortalidad por pesca que mantiene esta producción ( $F_{msy}$ ). El modelo está determinado por dos parámetros:  $k$ , que es la biomasa virgen, es decir la biomasa que alcanza la población en ausencia de pesca y  $r$ , que es la tasa intrínseca de crecimiento, determinada por el reclutamiento, el crecimiento individual y la mortalidad natural. El modelo plantea una curva de producción simétrica alrededor de  $B_{msy}$ , es decir, que la biomasa que produce el máximo rendimiento es la mitad de la biomasa virgen. Pella y Tomlinson (1969) proponen una generalización mas realista añadiendo un parámetro que permite la asimetría de esta relación, pero que dificulta una estimación de los parámetros. La evolución posterior de estos modelos estuvo enfocada hacia la mejora de los métodos de estimación de parámetros, resumidos por Hilborn y Walters (1992), y el cálculo de errores asociados a la estimación de estos parámetros y sus correspondientes puntos de referencia (Prager, 1994, 1995). Los modelos globales se aplican ampliamente en todo el mundo por su baja necesidad de datos y también cuando la determinación de las edades es difícil; son la principal herramienta en la evaluación de túnidos y especies afines y un importante complemento a los modelos estructurados por edades (Patterson et al., 2001).



Los *modelos estructurados por edades* tratan la población como la suma de los distintos grupos de edad que la componen, lo que se conoce como la población virtual (Fry, 1949). La dinámica de cada clase de edad es tratada independientemente mediante un modelo de crecimiento exponencial negativo que se relaciona con las capturas mediante la ecuación de Baranov (1918). El desarrollo analítico de los modelos estructurados por edad fue iniciado por Beverton y Holt (1957) mediante el conocido modelo de *rendimiento por recluta*, que estima la producción esperada por cada recluta que entra en la pesquería a los largo de su vida. Esta producción se expresa como una función de la mortalidad natural y por pesca, el patrón de pesca y el peso por edad. Proporcionan una estimación de la tasa de mortalidad por pesca que produce el rendimiento máximo ( $F_{\max}$ ); permiten conocer la talla óptima de primera captura y sirven para protegerse de la sobrepesca de crecimiento. Sin embargo, la aplicación del modelo en la gestión de pesquerías tiene sus dificultades ya que este modelo asume que el crecimiento, la mortalidad natural y la selectividad se mantienen constantes, y no considera la posibilidad de que una determinada mortalidad por pesca reduzca la biomasa frezante por debajo de un nivel que no sea capaz de producir buenos reclutamientos, por lo tanto no protege la población frente a la sobrepesca de reclutamiento. Aunque el papel del reclutamiento como elemento fundamental en el equilibrio de la población explotada y como limitante de la mortalidad por pesca ya estaba recogido en el tratado de Beverton y Holt (1957), la dificultad para ponerlo en práctica, dada la calidad de los datos, hace que quedase olvidado durante años (Holt, 1998). Como medida de precaución frente a estas dificultades, Gulland y Boerema (1973) plantean un punto de referencia biológico inferior a  $F_{\max}$ , al que llaman  $F_{0.1}$  y que fue ampliamente aplicado en los años 70 y 80 en las pesquerías del Atlántico Norte, especialmente en el área ICES.

La idea de la población virtual es retomada por Gulland (1965), con la intención de reconstruir la historia de la población por cohortes, estimando la abundancia y la mortalidad por pesca en lo que él llama el análisis de la población virtual (APV). Dos son las principales dificultades que nos encontramos en este tipo de análisis: (a) la estimación de la tasa de mortalidad por pesca a partir de las capturas por edad se establece mediante la ecuación de Baranov, que no tiene una solución analítica, y el proceso iterativo que proporciona la solución requiere un alto poder de cálculo y, (b) cada cohorte conforma un sistema de ecuaciones con un parámetro más que el número de ecuaciones, por lo tanto es necesario fijar uno de los parámetros para resolver el sistema. La solución al bajo poder de cálculo es ofrecida por Pope (1972) mediante una simplificación de la ecuación de Baranov que asume que las capturas anuales se toman todas en la mitad del año; la aproximación de Pope fue muy popular y todavía se sigue usando por su simplicidad a pesar de que el actual uso de ordenadores la hace innecesaria<sup>1</sup>.

La solución al problema de la indeterminación del sistema de ecuaciones de las cohortes ha sido y continua siendo uno de los principales campos de investigación en la evaluación de pesquerías. Esta investigación sobre al análisis de cohortes ha dado lugar a tres planteamientos en el diseño de modelos estructurados por edades: el primero asume el análisis de cohortes como un sistema de ecuaciones determinista en el cual las capturas por edad están medidas sin error y necesita de otra fuente de información como

---

<sup>1</sup> Pope llamó a su solución el “análisis de cohortes”, nomenclatura que aún sigue vigente en algunos textos, sin embargo en este texto no se hará así y se usará la expresión “aproximación de Pope” para referirnos a ella, dejando la expresión “análisis de cohortes” para referirnos a la solución del sistema de ecuaciones en general.

indicador de tendencias temporales tanto en la abundancia como en la tasa de explotación, llamaremos a estos métodos los *métodos de calibración*. El segundo planteamiento asume que el análisis de cohortes es un sistema estocástico donde las capturas están medidas con error y se pueden separar en un componente anual y otro dependiente de la edad; llamaremos a estos métodos los *métodos separables*. El tercero asocia los modelos clásicos “por recluta” con un modelo stock-reclutamiento para estimar la producción; estos últimos se llaman *modelos de producción estructurados por edades*.

Los *modelos separables* fueron desarrollados inicialmente por Pope y Shepherd (1982). Este planteamiento sólo necesita datos de capturas por edad y mortalidad natural. El modelo estima las capturas considerando que la tasa de mortalidad por pesca se separa en un componente anual, el esfuerzo, y otro dependiente de la edad, el patrón de pesca o selectividad ( $F_{a,e} = E_a * S_e$ ). Su principal supuesto es que el patrón de pesca no cambia en el tiempo. El modelo se ajusta minimizando las diferencias entre las capturas observadas y las esperadas. El método separable fue ampliado para incluir datos de calibración (índices de abundancia por edad o capturas por unidad de esfuerzo) e incluso la relación stock-reclutamiento (Deriso *et al.*, 1985; Patterson, 1999b). Estos modelos se conocen actualmente como *métodos estadísticos de capturas por edad* aunque mantienen el supuesto original de la separabilidad. Una de las ventajas de estos métodos es su inclusión en un marco estadístico que permite el cálculo del error de los parámetros estimados a partir de las funciones objetivas minimizadas mediante mínimos cuadrados, máxima verosimilitud, etc. Actualmente estos métodos se usan principalmente en la evaluación de numerosas pesquerías del Pacífico y en algunas especies pelágicas de la zona ICES.

Los *métodos de calibración* fueron desarrollados paralelamente a los separables y se basan en la existencia de una relación funcional entre un indicador de la abundancia, que puede ser las capturas por unidad de esfuerzo (CPUE) o un índice obtenido a partir de una campaña de investigación (I), y la abundancia real (N). Los primeros modelos se conocen como modelos *ad hoc* y generalmente usan medidas totales de abundancia o de esfuerzo como indicadores de tendencias para la calibración del APV; un completo resumen de estos métodos se encuentra en Pope y Shepherd (1985). En la zona ICES el modelo *ad hoc* que tuvo mayor aceptación fue el conocido como “Laurec-Shepherd” (Laurec y Shepherd, 1983), que introduce indicadores de abundancia por edad, más precisos que los indicadores globales. Su solución se basa en un proceso recursivo de optimización y no tiene una base estadística formal, es decir, carece de una función objetiva indicadora de la calidad del ajuste. Uno de los supuestos más débiles de los modelos *ad hoc* es que consideran que el índice de abundancia del último año es exacto y por lo tanto son modelos muy sensibles a los errores de observación de este año.

En Canadá se desarrolla el modelo de calibración conocido como “Análisis de Sobrevivientes” (Doubleday, 1981) que incluye la estimación de los sobrevivientes como elemento central. El modelo usa índices de abundancia por edad como elemento de calibración y se ajusta en un marco estadístico que permite la determinación objetiva de los parámetros y la estimación del error asociado. El modelo tiene importantes fallos que pueden llevar a proporcionar estimaciones de sobrevivientes negativas, por lo que su uso en evaluaciones fue muy limitado. Sin embargo, el planteamiento estadístico y el uso de los sobrevivientes como variable crucial fueron la base para el desarrollo de los dos modelos más ampliamente usados en las evaluaciones del Atlántico norte en la

actualidad: el ADAPT (*ADAPTative framework*) en la zona de Canadá (Gavaris, 1988) y el XSA (*Extended Survivors Analysis*) en el área ICES (Darby y Flatman, 1994). La estructura fundamental de los dos modelos es la misma: un componente dinámico, determinista, el APV, que proporciona estimaciones de abundancia y mortalidad por pesca, y otro componente no dinámico que relaciona la abundancia con un índice de abundancia mediante la estimación de la capturabilidad. Ambos modelos, el XSA y el ADAPT han sido desarrollados independientemente lo cual ha llevado a algunas pequeñas diferencias a la hora de aplicarlos a datos reales. Sin embargo lo que más diferencia a los dos modelos es el marco estadístico que permite que el ADAPT estime los parámetros y sus errores basándose en una función objetiva, mientras que el XSA, que se resuelve de un modo recursivo similar al empleado por el método de Laurec-Shepherd, desarrolló un mecanismo propio de estimación de errores, basado en el algoritmo de estimación de sobrevivientes. Este algoritmo que confiere a la estimación de sobrevivientes del XSA una mayor robustez que el ADAPT (Shepherd, 1999).

Los métodos descritos hasta aquí se basan en una dinámica de poblaciones monoespecífica, donde las interacciones con otras especies no son consideradas; una visión más amplia en el contexto de las relaciones ecológicas fue desarrollada en los años 90 ampliando el APV para incluir interacciones multiespecíficas (Sparre, 1991, Magnusson, 1995). Sin embargo estos modelos sólo han podido ser aplicados en ecosistemas bien conocidos donde las interacciones entre especies no incluyen más de dos o tres especies y su uso en evaluación es muy limitado.

La principal ventaja de los modelos estructurados por edad frente a los modelos globales es que los primeros permiten considerar los componentes de la producción del sistema de un modo separado; el crecimiento, la mortalidad natural y por pesca, la madurez o el reclutamiento son procesos que para analizar correctamente se necesita una población estructurada por edades (Gulland, 1983). Los modelos globales consideran todos estos procesos de un modo conjunto uniéndolos en un único parámetro que estima la tasa intrínseca de crecimiento de la población de un modo global. Sin embargo, estos modelos incluyen el reclutamiento como un elemento más de la producción, de esta manera la suposición de que el stock puede fallar para autorregenerarse si se vuelve muy pequeño está implícita, cosa que los modelos basados en el APV no hacen (Shepherd, 1982). Aunque algunos modelos como el ICA permiten la modelización de la relación stock-reclutamiento, ésta no es frecuentemente usada. Sin embargo, una de las ventajas de los APV es que proporcionan los datos históricos necesarios para analizar la relación entre la biomasa del stock y la correspondiente abundancia de los reclutamientos, con lo cual puede ser posible establecer una relación funcional entre el tamaño del stock y la producción de reclutas. Para Megrey (1989), la gran ventaja de los modelos estructurados por edades basados en el análisis de cohortes, frente a los planteamientos tradicionales, como los modelos de producción o los del rendimiento por recluta, es que pueden ser aplicados sin necesidad de conocer el esfuerzo pesquero, la capturabilidad o la selectividad.

Los modelos stock-reclutamiento por si mismos no son usados en la evaluación, excepto en el salmón del Pacífico (Caddy, 1999), sino que son usados conjuntamente con los modelos estructurados por edad. La unión de estos modelos para determinar la producción de las pesquerías ya fue planteada por Beverton y Holt (1957), aunque Shepherd (1982) es quien retoma la idea para construir un *modelo de producción estructurado en edades*. El modelo es una extensión de los conocidos modelos de

rendimiento por recluta y biomasa por recluta incluyendo la relación stock-reclutamiento que permite estimar la producción en equilibrio para las distintas tasas de explotación. Aunque este tipo de modelos no han sido aplicados con frecuencia por la desconfianza acerca de la relación stock-reclutamiento, la importancia que ha cobrado la necesidad de protección frente a la sobrepesca de reclutamiento en el contexto del Planteamiento de Precaución (Caddy y Mahon, 1995) ha hecho que cobren una renovada importancia (Restrepo y Legault, 1998; Sinclair, 1999).

Como resumen se puede decir que los métodos de evaluación de pesquerías actuales se basan en dos tipos de modelos matemáticos: uno que rige la dinámica de la población explotada y otro que relaciona índices de abundancia observados con los valores *reales* de la población. Estos modelos necesitan un marco estadístico para estimar los parámetros, que incluya asunciones acerca de la función objetiva y acerca de los tipos de errores que aparecen en los modelos (Lassen y Medley, 2001).

### 3.1.4 La incertidumbre: tipos y métodos de cuantificación

El Planteamiento de Precaución en la ordenación pesquera ha aparecido tras varias décadas de experiencia en la gestión de recursos vivos que incluyen importantes fracasos. La gestión de los recursos vivos se caracteriza por grandes incertidumbres y la falta de la suficiente cautela ante esas incertidumbres ha provocado algunos resultados indeseables (Hilborn y Peterman, 1996). El Planteamiento de Precaución ha cambiado la manera de evaluar stocks y comunicar el consejo científico sobre el estado de las pesquerías ya que es necesario ser más cautos ante una mayor incertidumbre<sup>1</sup>. Ahora ya no es suficiente con cuantificar el estado del stock, sino que es necesario identificar las potenciales fuentes de incertidumbre y cuantificar de qué manera esta incertidumbre está asociada al estado del stock (Caddy y Mahon, 1995).

La presentación de los resultados de la evaluación de pesquerías a los gestores se realiza con frecuencia de un modo determinista, como un único número, o a veces acompañado de su intervalo de confianza. Este número puede ser una estimación de capturas o la tasas de mortalidad que es, en algún sentido, la óptima. Esta forma de consejo presenta dificultades a los gestores ya que frecuentemente existen otras estimaciones, también “óptimas”, y existen presiones de las partes para establecer diferentes niveles de capturas. En este contexto, más importante que conocer un valor óptimo, es conocer el riesgo que supone aceptar una o otra opción. Puesto que las decisiones que gobiernan la gestión de una pesquería se basan en estimaciones cuantitativas obtenidas en el proceso de evaluación, proceso que no proporciona resultados exactos, es deseable que esta incertidumbre sea incorporada al consejo científico (Caddy y Mahon, 1995) y así poder cuantificar el riesgo asociado a las posibles decisiones.<sup>2</sup>

<sup>1</sup> El Acuerdo sobre los Stocks Multinacionales (UN, 1995) establece en su artículo 6.2 y 6.3 que: “Los estados deben de ser más cautos cuando la información es incierta, irreal o inadecuada. La ausencia de información científica no será usada como una razón para posponer o evitar medidas de conservación. Los estados mejorarán la toma de decisiones en la conservación y gestión de los recursos pesqueros obteniendo y compartiendo la mejor información científica disponible y desarrollando técnicas mejores para tratar con el riesgo y la incertidumbre”

<sup>2</sup> FAO (1996) define la incertidumbre como “el conocimiento incompleto sobre el estado o sobre los procesos de la naturaleza” y riesgo como “la probabilidad de que algo indeseable suceda”.

El procedimiento de comunicación del riesgo a los gestores comenzó en los años 90, dado el interés institucional y el deseo por parte de los científicos pesqueros de mejorar la calidad de sus evaluaciones; varias conferencias enfocaron completamente o en parte este asunto (NAFO, 1991; Smith *et al.*, 1993; Flaaten *et al.*, 1998) y varios trabajos enfocaron la aplicación de la incertidumbre y el riesgo en el estudio de las pesquerías: Rosenberg y Restrepo (1994) proponen la metodología para su aplicación en las pesquerías estadounidenses, Caddy y Mahon (1995) discuten su aplicación en relación con los puntos de referencia y Francis y Shotton (1997) revisan el estado de la cuestión tipificando las distintas formas de incertidumbre.

#### *Tipos de incertidumbre*

La incertidumbre fue definida como el conocimiento incompleto del estado o de los procesos de la naturaleza (Caddy y Mahon, 1995) y aunque a veces se usa el término *error* para referirse a la incertidumbre, es importante tener en cuenta que aunque estos dos conceptos están asociados (el error implica incertidumbre), no son lo mismo, ya que la incertidumbre puede surgir también de la variabilidad natural propia del sistema, no necesariamente de errores (Francis y Shotton, 1997). En evaluación de pesquerías nos interesa conocer la incertidumbre asociada a las variables de interés para la gestión, como la biomasa frezante, la tasa de mortalidad por pesca o las capturas estimadas. Esta incertidumbre conocida como *incertidumbre de estimación*, proviene de otras incertidumbres que surgen en todo el proceso de valuación y estas, según Rosenberg y Restrepo (1994), son:

1. *Incetidumbre de medida o observación*, que es el error en las cantidades observadas como las capturas, esfuerzos, índices de abundancia de campañas, muestreo de tallas, de edades, de madurez, etc.
2. *Incetidumbre de proceso*, que es la estocasticidad de la dinámica de las poblaciones naturales.
3. *Incetidumbre del modelo*, que surge de una especificación equivocada de la estructura del modelo.

Un análisis más amplio de la tipología de la incertidumbre en la evaluación y gestión de pesquerías se muestra en el Capítulo 3.

#### *Métodos de estimación de errores*

Existen numerosas herramientas estadísticas y computacionales disponibles para incorporar la incertidumbre en el consejo científico. No todas se pueden aplicar a cualquier modelo ni en cualquier situación y cuando se puede aplicar más de un método los resultados suelen ser distintos (Smith *et al.*, 1993; Patterson *et al.*, 1999). Existen dos familias de métodos; unos *analíticos*, basados en la función de optimización del modelo y otros de *simulación o remuestreo*, basados en la distribución, paramétrica o no, de las variables o los parámetros del modelo.

Los *métodos analíticos* se basan en la función objetiva que define el ajuste del modelo. En la actualidad existen dos criterios para resolver un modelo que se aplican en pesquerías: el más conocido y aplicado es el método de mínimos cuadrados, aunque también se usan los métodos de verosimilitud (máxima verosimilitud o verosimilitud logarítmica).<sup>1</sup>

---

<sup>1</sup> Una amplia revisión de los métodos y los algoritmos de cálculo se puede encontrar en Press *et al.* (1992).

El método de *mínimos cuadrados* implica la búsqueda del valor de los parámetros que minimiza la suma de la diferencia de cuadrados entre los valores observados y los predichos por el modelo. La diferencia entre los valores observados y los predichos se conoce como residuo y el método de minimización asume que los residuos siguen una distribución normal, donde la media es el valor esperado y la varianza es constante. Si el modelo es lineal, existe una solución analítica, pero si no lo es, lo cual es más realista para la mayoría de modelos de dinámica de poblaciones, entonces es necesario recurrir a transformaciones o a un método de optimización no lineales. Estos métodos requieren un cálculo de las derivadas de la función objetiva respecto a cada parámetro y cuando este cálculo no es posible se recurre a aproximaciones lineales que pueden sesgar los resultados (Press *et al.*, 1992)

El método de *máxima verosimilitud* se caracteriza por la búsqueda del valor de los parámetros que maximiza la probabilidad de que los valores observados hayan ocurrido dada una determinada distribución del error. El modelo debe de estar definido de tal manera que se especifique la probabilidad de cada observación en función de los parámetros del modelo. El producto de todas las probabilidades individuales nos proporciona la probabilidad global y la combinación de parámetros que hace que esta probabilidad sea máxima constituye los estimadores de máxima verosimilitud. Análogamente se puede usar una transformación logarítmica que evita trabajar con una función con valores demasiado altos, esta función, que se conoce como verosimilitud logarítmica da menos peso a las observaciones que más se alejan del valor esperado. La principal ventaja de los métodos de verosimilitud frente al método de mínimos cuadrados es que permiten asumir distintas distribuciones del error, es decir, los residuos no están forzados a seguir una distribución normal sino que esta distribución es determinada externamente. Otra ventaja es que los intervalos de confianza alrededor de los parámetros estimados pueden ser construidos usando los perfiles de verosimilitud (relación entre valores del parámetro y valores de la función objetiva) sin necesidad de asumir una distribución normal (Haddon, 2001).

Que exista una función objetiva no significa que todos los parámetros del modelo puedan ser estimados sin problemas; esto dependerá de la formulación del modelo o de la disponibilidad de información (Lassen y Medley, 2001). Cuando los parámetros se asocian en el modelo de tal manera que no puedan ser separados en la toma de datos, el modelo no puede ser plenamente identificado. Un ejemplo sería la imposibilidad de la estimación, en un análisis de cohortes, de la tasa de mortalidad natural (M) a partir de las capturas; para poder resolver este problema, M se fija como un parámetro externo. La estructura de los datos, puede hacer que algunos parámetros no sean estimables por problemas de colinealidad; estos problemas se identifican por la alta correlación entre los parámetros, que puede ser analizada mediante la matriz de varianza-covarianza del modelo.

La existencia de una función objetiva permite la construcción de la matriz de varianzas covarianzas para los parámetros estimados por el modelo invirtiendo la *matriz hessiana*. La matriz *hessiana* es una matriz cuadrada en la que cada elemento está definido por la segunda derivada de la función objetiva con respecto a cada parámetro o pareja de parámetros. Es frecuente usar una aproximación lineal para evitar la complejidad analítica, que no siempre proporciona una solución (Press *et al.*, 1992). Un importante inconveniente de estos métodos es que sólo permiten estimar la incertidumbre de los

parámetros que participan en la minimización, por ejemplo, los parámetros para ajustar un modelo de calibración pueden ser las abundancias terminales de cada cohorte, sin embargo, la variable de interés puede ser la biomasa frezante calculada a partir de estas abundancias.

El *método delta* es una técnica para estimar la incertidumbre de una variable que se deriva de otra con varianza conocida; esto requiere una suposición sobre cual es la distribución de la variable de interés o una asunción sobre la distribución de los parámetros de los que se deriva. Sampson (1987) proporciona una descripción del método aplicado a la estimación de errores en todos los elementos de una cohorte a partir del error estimado de uno de ellos. Los métodos delta dependen de supuestos paramétricos sobre la distribución estadística de las variables y de aproximaciones lineales que no siempre son justificables cuando los modelos no lo son (Patterson *et al.*, 2001)

Estos métodos para evaluar incertidumbre a partir de la función objetiva del modelo tienen la ventaja de ser computacionalmente eficientes pero no permiten introducir otras incertidumbre más que aquellas derivadas de los parámetros formalmente estimados por el modelo (Patterson *et al.*, 2001). Además las aproximaciones lineales y suposiciones de normalidad pueden causar sesgos difíciles de cuantificar en la estimación de los errores. Asumir distribuciones lognormales puede proporcionar mejores aproximaciones, sin embargo hay una carencia de justificación teórica, por ejemplo, parece razonable asumir que la abundancia por edad sigue una distribución logarítmica, sin embargo, la biomasa frezante, que es la variable de interés en evaluación, se calcula como la suma, multiplicada por el peso y la madurez por edad de estas abundancias, y la suma de variables lognormales no es una variable lognormal (Gavaris, 1999b). Por estos motivos, los métodos de remuestreo, que son más robustos frente a estos supuestos, han ganado adeptos paralelamente al desarrollo de los ordenadores personales.

#### *Métodos de remuestreo: Monte Carlo y bootstrap*

Los métodos de remuestreo, también conocidos como métodos de cálculo intensivo (Efron y Tibshirani, 1993; Davison y Hinkley, 1997; Manly, 1997) son la alternativa numérica a los métodos analíticos. Esta familia de métodos incluye los métodos de aleatorización, *jackknife*, *Monte Carlo* y *bootstrap*, aunque actualmente, los más utilizados en pesquerías son el *bootstrap* y el *Monte Carlo*. Existe una cierta confusión en la nomenclatura respecto a estos métodos aunque aquí seguiremos la usada por Patterson *et al.* (2001) que se refiere a los métodos *bootstrap* como aquellos que se basan en el muestreo con reemplazamiento de una muestra para estudiar las propiedades estadísticas de los estimadores derivados de esa muestra; mientras que los métodos *Monte Carlo* se aplican a la generación de números aleatorios a partir distribuciones teóricas especificadas que no están basadas en muestras observadas, es decir, se crean nuevos datos. Los métodos *bootstrap* pueden ser paramétricos o no, en función de que el remuestreo se produzca sobre una distribución teórica o una distribución empírica; también pueden estar condicionado al ajuste del modelo, es decir, se remuestran los residuos del modelo en vez de los datos observados, entonces es llamado *bootstrap* condicionado

El *bootstrap* se basa en la idea de que una muestra de una población conserva las propiedades estadísticas de la población y por lo tanto, remuestrear la muestra con reemplazamiento tiene el mismo efecto que remuestrear la población (Efron y Tibshirani,

1993). Los métodos *bootstrap* son muy prácticos para calcular las propiedades estadísticas de parámetros poblacionales estimados a partir de una muestra, especialmente cuando el parámetro no sigue una distribución estadística concreta o cuando se obtiene mediante un cálculo complicado que dificulta la estimación analítica de su error, como es el caso de la abundancia por edad calculada mediante muestreos aleatorios estratificados analizada en el capítulo 1. Los métodos *bootstrap* también serán usados en el Capítulo 3, pero la herramienta aplicada en este capítulo serán los métodos *Monte Carlo*.

Los métodos *Monte Carlo* son métodos de simulación en los cuales los datos de entrada en el modelo, o los parámetros, son sustituidos por su función de densidad, son métodos paramétricos. El modelo se repite un número suficientemente grande de veces y las propiedades estadísticas de las salidas del modelo se analizan a través de su distribución. Estos métodos se han usado en ecología como métodos de análisis de sensibilidad, estudios de incertidumbre o test de hipótesis (Waller *et al.*, 2003). Los métodos de simulación *Monte Carlo* se han convertido a lo largo de los años 90 en una de las maneras de estimación de incertidumbre en pesquerías (Restrepo *et al.*, 1992; Smith *et al.*, 1993; Patterson *et al.*, 1999)

Los métodos *Monte Carlo* son muy flexibles y pueden ser usados para explorar las consecuencias de la incertidumbre en parámetros que habitualmente se consideran exactos. Por ejemplo, se pueden usar para introducir variabilidad en la mortalidad natural, pesos por edad, capturas por edad, etc. De esta manera la incertidumbre de los resultados puede incluir todas las fuentes de variabilidad en el origen (Restrepo *et al.*, 1992). El método permite estimar la distribución de cualquier parámetro de interés, no únicamente aquellos formalmente estimados por el modelo, y además, puede ser aplicado para evaluar la probabilidad o el riesgo de alcanzar ciertos objetivos ante distintas estrategias de gestión. Sin embargo, el método no es perfecto, en la medida en que depende de la suposición sobre qué distribuciones estadísticas son las que mejor se ajustan a los parámetros o variables que deseamos simular.

### 3.1.5 El XSA: descripción y supuestos

La idea del APV<sup>1</sup> es la reconstrucción de la población sumando las clases de edad que la componen mediante el análisis de sus cohortes; una cohorte esta formada por un grupo de individuos pertenecientes a una misma generación de tal manera que su abundancia se reduce en el tiempo como consecuencia de la mortalidad que sufre. Cada cohorte da lugar a un sistema de ecuaciones con una incógnita más que el número de ecuaciones, por lo tanto no tiene solución si no se fija al menos un parámetro. Como ya se comentó con anterioridad, los mecanismos para fijar este parámetro han evolucionado hasta nuestros días dando lugar a dos grandes familias de modelos basados en el APV: los llamados “métodos estadísticos de capturas por edad” basados en el modelo separable (Pope y Shepherd, 1982; Deriso *et al.*, 1985) y los “métodos de calibración” (Laurec y Shepherd, 1983; Gavaris, 1988; Shepherd, 1999). Entre los métodos de calibración, el más ampliamente usado en el Atlántico norte es el XSA, que es una ampliación del modelo conocido como “Análisis de Sobrevivientes” (Doubleday,

<sup>1</sup> El análisis de población virtual (APV) fue introducido en la evaluación de pesquerías por Gulland (1965) basándose en un trabajo de Fry (1949), que a su vez se basó en la ecuación de capturas de Baranov (1918).



1981). Ambos modelos comparten el uso de los sobrevivientes (los individuos que sobreviven al período de explotación analizado) como variable crucial, pero el XSA añade la posibilidad de usar varios índices de abundancia, es consistente y robusto en la estimación de sobrevivientes y permite la estimación de la capturabilidad proporcional a la abundancia (Shepherd, 1999), con lo cual el modelo mejora algunas de las dificultades del Análisis de Sobrevivientes.

### **3.1.5.1 La ecuación de capturas y el análisis de cohortes**

Una cohorte es el conjunto de individuos de la misma generación; en especies de marcados ciclos anuales, como la mayoría de los peces de aguas templadas y frías, una cohorte equivale a una clase anual. La dinámica de una cohorte está condicionada por la mortalidad que sufre de tal manera que su abundancia se ve reducida de un modo exponencial según la siguiente ecuación diferencial

$$\frac{dN}{dt} = -Zt$$

donde  $Z$  es la tasa instantánea de mortalidad, que puede ser expresada como la suma entre la tasa instantánea de mortalidad natural ( $M$ ) y la tasa instantánea de mortalidad por pesca ( $F$ )

$$Z = F + M$$

la integral a lo largo de un año de la ecuación diferencial anterior resulta en:

$$N_{a+1,e+1} = N_{a,e} e^{-(F_{a,e} + M_{a,e})} \quad \text{Ecuación 3.1}$$

Esta ecuación expresa como disminuye la abundancia de una cohorte de año en año, en función de  $F$  y  $M$ . Para resolver la ecuación es necesario tener un estimador de la mortalidad natural ( $M$ ) y otro de la mortalidad por pesca.  $M$  se estima fuera del modelo y  $F$  se calcula a partir de las capturas. La relación entre las capturas y la tasa de mortalidad por pesca ( $F$ ) viene determinada por la ecuación de Baranov (1918)

$$C_{a,e} = \frac{F_{a,e}}{F_{a,e} + M_{a,e}} N_{a,e} \left( 1 - e^{-(F_{a,e} + M_{a,e})} \right) \quad \text{Ecuación 3.2}$$

Esta ecuación no tiene una solución analítica para  $F$  y debe de ser resuelta mediante una iteración numérica. Lassen y Medley (2001) describen tres métodos para la solución de esta ecuación: Newton-Raphson, iteración funcional o mínimos cuadrados; estos métodos son aplicados actualmente sin problemas gracias al poder de cálculo de los ordenadores, sin embargo, en los años 70 estas soluciones no eran posibles. Pope (1972) propuso una simplificación que consistía en asumir que todas las capturas fueron tomadas instantáneamente en el medio del año; esta aproximación funciona bien a bajas intensidades de pesca y permite la solución analítica, sin embargo, actualmente el alto poder de cálculo de los ordenadores la hace innecesaria.

Con estas dos ecuaciones (Ecuación 3.1 y 3.2) se puede resolver paso a paso el sistema de ecuaciones que componen una cohorte, para lo cual es necesario disponer de las capturas y de la mortalidad natural por año y por edad. Habitualmente, la cohorte se resuelve hacia atrás, para lo cual es necesario fijar un valor de  $F$  o  $N$  en el último año. Este valor fijado determinará todos los valores de  $F$  y de  $N$  a lo largo de toda la cohorte y una vez que se han resuelto todas las cohortes se habrá reconstruido la abundancia y la tasa de explotación a la que ha estado sometida la población, así como la situación actual. Este proceso de reconstrucción de la población cohorte a cohorte es lo que actualmente se conoce como análisis de población virtual (APV).

Las propiedades del APV son conocidas: si la mortalidad por pesca es alta en comparación con la mortalidad natural, los resultados obtenidos ( $N$  y  $F$ ) para las edades más jóvenes de la cohorte serán independientes del valor inicial elegido y convergerán hacia los valores verdaderos; si la mortalidad de pesca disminuye, los resultados se harán más dependientes del valor elegido, y si  $M$  es alta con respecto a  $F$ , aunque los valores puedan ser independientes del valor inicial, no convergerán en los valores verdaderos (Lassen y Medley, 2001)

El conjunto de las distintas clases que componen la población pueden ser resuelto cohorte a cohorte reconstruyendo lo que se conoce como población virtual (Fry, 1949).

APV	año 1	año 2	año 3	año 4	año 5	año 6	año 7	Sobrevivientes
<b>edad 1</b>	$N_{1,1}$	$N_{1,2}$	$N_{1,3}$	$N_{1,4}$	$N_{1,5}$	$N_{1,6}$	$N_{1,7}$	
<b>edad 2</b>	$N_{2,1}$	$N_{2,2}$	$N_{2,3}$	$N_{2,4}$	$N_{2,5}$	$N_{2,6}$	$N_{2,7}$	
<b>edad 3</b>	$N_{3,1}$	$N_{3,2}$	$N_{3,3}$	$N_{3,4}$	$N_{3,5}$	$N_{3,6}$	$N_{3,7}$	
<b>edad 4</b>	$N_{4,1}$	$N_{4,2}$	$N_{4,3}$	$N_{4,4}$	$N_{4,5}$	$N_{4,6}$	$N_{4,7}$	
<b>edad 5</b>	$N_{5,1}$	$N_{5,2}$	$N_{5,3}$	$N_{5,4}$	$N_{5,5}$	$N_{5,6}$	$N_{5,7}$	$N_{5,8}$
<b>Sobrevivientes</b>								

Figura 3.1.- Esquema de la solución del Análisis de Población Virtual cohorte a cohorte. Para la solución de una cohorte, primero se fija un valor ( $N_{5,8}$ ) y junto con los datos de capturas y mortalidad natural ( $C_{4,7}$  y  $M_{4,7}$ ) se calcula  $F_{4,7}$ . En análisis continua hacia atrás hasta alcanzar  $N_{1,4}$ . Las demás cohortes se resuelven de la misma forma fijando un valor para cada una de ellas.

El objetivo del APV es reconstruir la abundancia y la tasa de mortalidad por pesca para el período de tiempo del que se dispone de datos de capturas por edad. La suma de las abundancias de cada año constituyen la población virtual para ese año. En el ejemplo de la Figura 3.1 se observa como se reconstruye la población con datos de capturas y mortalidad natural, fijando un elemento de cada cohorte, en este caso, los sobrevivientes. La resolución de las ecuaciones (Ecuación 3.1 y 3.2) nos permiten estimar  $F$  y  $N$  para todas las edades de un modo determinista.

Los supuestos del APV determinista son las siguientes: la tasa de mortalidad natural es conocida y sin error; las capturas por edad son conocidas y sin error y ambos procesos, mortalidad natural y mortalidad por pesca, están distribuidos equitativamente a lo largo del año (Lassen y Medley, 2001). La aproximación de Pope relaja este tercer supuesto al asumir que la totalidad de las capturas se realizan en la mitad del año.

### 3.1.5.2 La capturabilidad

La manera de fijar el valor inicial de cada cohorte para resolver el APV es lo que diferencia a los distintos métodos de APV; los modelos como el XSA fijan este valor mediante el uso de un índice de abundancia que se asume que está relacionado con la abundancia real. La relación entre un índice de abundancia y la abundancia real se conoce como capturabilidad, que también puede definirse como la proporción de la población capturada por una unidad de esfuerzo (Gulland, 1983; Marchal *et al.*, 2003).

Esta relación puede aceptarse como lineal:

$$I_{a,e} = q_e N_{a,e} \quad \text{Ecuación 3.3}$$

o suponer que la capturabilidad es dependiente de la abundancia (Shepherd, 1997):

$$I_{a,e} = \varphi N_{a,e}^\gamma \quad \text{Ecuación 3.4}$$

Si  $\gamma$  es igual a 1, las dos ecuaciones son iguales, si  $\gamma$  es menor que 1 esto significa que el índice se mantiene elevado cuando la abundancia verdadera descende, lo que se conoce como hiperestabilidad (Hilborn y Walters, 1992). Este fenómeno es muy frecuente cuando se usan capturas por unidad de esfuerzo como índices de abundancia (Shelton *et al.*, 2001) y puede implicar una sobreestimación de la abundancia y una infraestimación de la tasa de explotación que pueden ocultar una severa caída del stock como fue el caso del bacalao de Terranova (Myers y Cadigan, 1995b; Hutchings, 1996; Myers *et al.*, 1997). La hiperestabilidad también sucede con índices de abundancia obtenidos de campañas de investigación como consecuencia de agrupamientos densodependientes (Swain y Sinclair, 1994) aunque es más raro.

El cálculo de la capturabilidad es el proceso fundamental para el ajuste del XSA. Las suposiciones respecto a la relación de capturabilidad son: (a) la capturabilidad es constante para cada edad (Ecuación 3.3) o (b) la capturabilidad es dependiente de la abundancia (Ecuación 3.4); (c) en ambos casos se asume que los parámetros de ambos modelos se mantienen constantes en el tiempo.

### 3.1.5.3 Descripción y algoritmo de cálculo

La ecuación de disminución exponencial (Ecuación 3.1) y la ecuación de capturas (Ecuación 3.2) definen la dinámica de la población explotada estructurada por edades. Las ecuaciones de capturabilidad (Ecuación 3.3 y 3.4) relacionan esta dinámica con una tendencia temporal para cada edad (el índice de abundancia), que da coherencia al modelo ayudando a fijar un valor (los sobrevivientes) que permita resolver el análisis de cohortes mediante el proceso de calibración. Ambos modelos, dinámico y temporal, conforman la estructura básica de los modelos de calibración como el XSA (Shepherd, 1999) o el ADAPT (Gavaris, 1994).

Sin embargo estas ecuaciones no son suficientes para el ajuste y son necesarios algunos supuestos que permitan una reducción del número de parámetros y que hagan más estable el modelo. El modelo necesita estimar un parámetro por cada cohorte para

realizar el APV ( $n^\circ$  parámetros =  $n^\circ$  años +  $n^\circ$  edades - 1) y 1 ó 2 parámetros, según el modelo de calibración, por cada clase de edad ( $n^\circ$  parámetros =  $n^\circ$  edades índice). Dos importantes supuestos permiten una reducción considerable del número de parámetros: el primero es que la  $F$  de la edad más vieja es una función de las edades menores del mismo año y el segundo consiste en que a partir de una determinada edad la capturabilidad se mantiene constante (Shepherd, 1999). El primer supuesto fija un parámetro, la  $F$  de la edad mayor, en todas las cohortes que acaban antes del último año, con lo cual un número de parámetros igual al número de años menos 1 ya no precisan ser estimados por el modelo. El segundo supuesto evita que los parámetros de la capturabilidad de las edades más viejas tengan que ser estimados por el modelo; la edad a partir de la cual la capturabilidad es constante debe de ser determinada fuera del modelo (Darby y Flatman, 1994).

El XSA está dividido en dos componentes: uno lineal, y otro no lineal. La abundancia real se relaciona con un índice de abundancia para resolver la capturabilidad mediante un ajuste lineal por mínimos cuadrados (tras una transformación logarítmica), que se resuelve analíticamente; la parte no lineal se refiere al APV, y los parámetros estimados en el APV, los sobrevivientes, son calculados por iteración. Esta combinación de métodos reduce el número de parámetros que deben de ser estimados por el proceso iterativo lo cual reduce el tiempo necesario para ajustar el modelo (Lassen y Medley, 2001)

El algoritmo comienza con un valor inicial arbitrario del número de sobrevivientes de cada cohorte que sirve para iniciar el proceso iterativo:

- 1- **APV inicial** .- cálculo de  $F_{APV}$  y  $N_{APV}$  por año y edad a partir de las capturas y la mortalidad natural
- 2- **Corrección del Índice de abundancia (I)** .- estimación del valor del índice a principios del año usando el valor del índice en el momento en que se realizó la campaña, el tiempo transcurrido y la  $F_{APV}$
- 3- **Capturabilidad** .- estimación de los parámetros de capturabilidad y su varianza para cada edad mediante regresión entre el logaritmo de  $N_{APV}$  y el logaritmo de  $I$ .
- 4- **Abundancia estimada** .- cada índice de abundancia por edad de cada flota, junto con la capturabilidad estimada, produce un estimador de abundancia por año y por edad ( $N_{est}$ )
- 5- **Estimación individual de sobrevivientes** .- cada  $N_{est}$  produce una estimación de los sobrevivientes de la cohorte a la que pertenece con la mortalidad estimada en el APV
- 6- **Estimación global de sobrevivientes** .- se calculan los sobrevivientes de cada cohorte como una media geométrica ponderada de todos los estimadores del punto 5
- 7- **APV** .- los sobrevivientes son el nuevo valor inicial para un nuevo APV.
- 8- **Convergencia** .- las  $F$ s estimadas para el último año sirven como criterio de convergencia al ser comparadas con las  $F$ s estimadas en el APV anterior. Si las diferencias son grandes el ciclo continúa volviendo al paso 2; si las diferencias son menores que una cantidad establecida se considera que el procedimiento ha convergido.

El algoritmo completo, con todos los detalles del cálculo puede ser revisado en Darby y Flatman (1994) y en Shepherd (1999). El XSA incluye dos procesos que no han sido incorporados en la descripción previa del algoritmo que son la *función de reducción de pesos* y el *shrinkage*.

La *función de reducción de pesos* busca reducir la influencia de los índices más antiguos haciendo que su participación en la regresión (punto 3) y la estimación de sobrevivientes (punto 5) sea menor. El motivo de incluir esta función se basa en las dudas sobre posibles cambios temporales de capturabilidad. La fuerza de esta ponderación se decide fuera del modelo eligiendo la forma de la reducción de pesos y el número de años que se verán afectados (Darby y Flatman, 1994)

El *shrinkage*<sup>1</sup> es otra especificación externa del modelo que busca estabilizar la estimación de sobrevivientes y facilitar la convergencia al añadir un nuevo estimador de los sobrevivientes en el punto 6 ; este estimador se obtiene aplicando a la abundancia del último año (o última edad) la F media de un número de años (o edades) previos. El uso de la media puede introducir sesgo si ha habido cambios en la F de los años (o edades) recientes. El número de años que participan en el *shrinkage*, así como el peso que tendrán en el modelo se decide externamente.. Existen dos tipos de *shrinkage*: a la abundancia media y a la F media. El *shrinkage* a la abundancia media se aplica a la estimación de sobrevivientes de las clases de edad estimadas con el modelo de capturabilidad de dos parámetros mientras que el *shrinkage* a la F media se puede aplicar a todas las cohortes. En este trabajo nos centraremos en el *shrinkage* a la F media.

El XSA proporciona una serie de diagnósticos sobre el ajuste del modelo que permiten evaluar la calidad del ajuste y mejorarlo. Estos diagnósticos se basan en la regresión para la estimación de la capturabilidad por edad e incluyen los estadísticos de la regresión y los residuos. El análisis de estos diagnósticos permite mejorar el modelo corrigiendo las especificaciones o parámetros externos: la edad a partir de la cual la capturabilidad es constante o la edad por debajo de la cual la capturabilidad es proporcional a la abundancia; el número de años y el número de edades que participan en el *shrinkage* y el peso que su estimador de abundancia tendrá en el modelo; el número de años y la forma de la *función de reducción de pesos* (Darby y Flatman, 1994)

Otra importante consideración en el ajuste del XSA es la *estimación del error* de los parámetros estimados por el modelo, los parámetros del ajuste de la capturabilidad por edad y los sobrevivientes del APV. El XSA no incluye una función objetiva que permita calcular la matriz de covarianzas. El XSA proporciona el error de los sobrevivientes, que es calculado de dos maneras distintas: a partir de los errores de cada uno de los estimadores ( $N_{est}$ ), en lo que el XSA llama *error interno* y a partir de las diferencias entre cada uno de los sobrevivientes estimados, llamado por el XSA *error externo* (Darby y Flatman, 1994).

Desde un punto de vista general, el XSA se puede definir como un modelo dinámico puesto que el análisis de cohortes calcula la abundancia de una clase en función de la abundancia de un estado anterior. El XSA también se puede considerar un modelo

---

<sup>1</sup> *Shrinkage* se puede traducir como encogimiento, o contracción, sin embargo estas traducciones no definen correctamente el significado del *shrinkage* en regresión, por lo que se ha preferido mantener el vocablo inglés.

discreto puesto que la variación de la abundancia en función del tiempo, aunque inicialmente fue modelada mediante ecuaciones diferenciales (Beverton y Holt, 1957), posteriormente, por motivos prácticos, se transforma en una ecuación de diferencias anuales. Así mismo es un modelo predictivo puesto que además de describir el comportamiento de las variables observadas (capturas e índices), también explica la relación de capturabilidad y usa esta relación para cuantificar y predecir la abundancia real a partir de un índice de abundancia. Respecto a la estructura del error, aunque el planteamiento original es determinista, el XSA puede ser modificado para adaptarse a procesos estocásticos mediante simulaciones.

#### **3.1.5.4 Origen de la incertidumbre en el XSA**

Uno de los principales objetivos del XSA es determinar la abundancia de los sobrevivientes al final del período de capturas analizado. Estos sobrevivientes determinan el estado actual del stock y son usados para realizar proyecciones sobre futuras estrategias de explotación. Además de los sobrevivientes, el XSA proporciona una completa reconstrucción de abundancias y tasas de mortalidad por pesca para toda la serie temporal analizada y para cada edad. Estos datos pueden ser usados para establecer una posible relación stock-reclutamiento y para determinar los puntos de referencia necesarios para la gestión. El error de estos resultados sería la *incertidumbre de estimación*, tal como fue descrita anteriormente; esta incertidumbre está generada por la combinación de otros tres tipos de incertidumbre: de observación, de modelo y de proceso (Rosenberg y Restrepo, 1994).

Alrededor del XSA existe una serie de supuestos que es necesario identificar puesto que condicionan la calidad de los resultados, en este trabajo nos interesan especialmente aquellos dependientes de los índices de abundancia, que son un elemento fundamental en la calibración de los APV. Algunos de estos supuestos ya han sido comentados previamente; Haddon (2001) recomienda el ejercicio de elaborar una lista con todos los supuestos asociados a cada modelo antes de analizar los resultados. A continuación se presenta una relación de éstos agrupados según el tipo de incertidumbre, y una breve discusión sobre las posibles causas de violación de estos supuestos y sobre la incertidumbre que se genera al usar distintos métodos de estimación de errores.

##### ***Incertidumbre de observación***

El error de observación está relacionado con la exactitud del muestreo y puede ser dividido en un componente sistemático, el sesgo, y un componente no sistemático, el error aleatorio (McNamara y Harding, 2004). Los datos necesarios para el XSA son las capturas y la mortalidad natural por año y edad, para el APV, y los índices de abundancia por año y edad, para la calibración. El APV es un modelo determinista en el que se asume que los datos, capturas y mortalidad natural, están medidos sin error, mientras que los índices de abundancia son medidos con error.

Habitualmente la *mortalidad natural* no es estimada por el modelo y es incluida en el modelo como un parámetro externo que no proviene de observaciones, con lo cual la incertidumbre que produce no puede considerarse de observación. Las *capturas totales* pueden estar sesgadas debido a la falta de control, tanto sobre los descartes como sobre las declaraciones de desembarques; además, estas capturas pueden incluir diferentes flotas de diferentes países y las evaluaciones no suelen incluir estimaciones de sus errores, que aunque son comparativamente menores que los de otras variables, como los

índices de abundancia, sí pueden tener efectos sobre los resultados de la evaluación (Pelletier y Gros, 1991; Myers y Cadigan, 1995b). La asignación de edades a las capturas totales se hace mediante un muestreo de tallas y de edades, así que las *capturas por edad* siempre tendrán algún tipo de error. Si estos errores dominan el ajuste pueden producir un sesgo incontrolado en las estimaciones de abundancia o de la tasa de mortalidad por pesca (Patterson, 1998). Sin embargo, puesto que los índices de abundancia se obtienen de un muestreo con un número reducido de pescas, se asume que los errores de estos índices son los que dominan los errores totales (Shepherd, 1999).

El error de los índices de abundancia por edad se calcula de acuerdo con la teoría de muestreo (Cochran, 1977); aunque el muestreo incluye la distribución de las pescas, el muestreo de tallas y el muestreo de edades, es frecuente que estas dos últimas etapas del muestreo no sean consideradas (Smith, 1996) aunque, como se ha visto en el capítulo anterior, la contribución de estas etapas puede ser importante. Los índices de abundancia se introducen en el XSA como una variable independiente pero con error, frente la abundancia calculada por el APV que es considerada la variable dependiente pero sin error (Shepherd, 1999). Para que el ajuste de esta relación sea estadísticamente aceptable, es necesario que los índices cumplan una serie de condiciones: (a) que sean independientes, (b) que su distribución sea lognormal y (c) que los errores tras una transformación logarítmica estén igualmente distribuidos.

### ***Incertidumbre de modelo***

La incertidumbre de modelo se refiere a la mala especificación del modelo propuesto y sus diferencias respecto al sistema real. En el XSA, la incertidumbre de modelo está determinada por la estructura de la relación de capturabilidad y por el ajuste fino; entendiendo por ajuste fino los cambios en la estructura del modelo determinados por la asignación de parámetros externos como los relacionados con la capturabilidad, la función de reducción de pesos, el *shrinkage* o la determinación de F para la última edad verdadera.

Si la mortalidad natural no es obtenida mediante observaciones, sino que es fijada externamente, entonces puede considerarse incertidumbre de modelo. La mortalidad natural no se suele estimar directamente en cada stock por las dificultades analíticas del problema (Sinclair, 2001), lo normal es usar estimadores generales de la misma especie, con valores constantes independientes del año o de la edad, y sin error; aunque los posibles errores de la mortalidad pueden tener efectos sobre los resultados de los modelos (Schnute y Richards, 1995; Metz y Myers, 1997; Clark, 1999).

Dada la importancia de los índices de abundancia en la evaluación de pesquerías, el fallo en la elección del modelo para la capturabilidad puede dar lugar a importantes sesgos (Patterson *et al.*, 2001). Habitualmente se acepta que la capturabilidad es dependiente de la edad, y puede ser invariable con el tiempo (Ecuación 3.3) o dependiente de la abundancia (Ecuación 3.4). La suposición de que la capturabilidad es constante en el tiempo es más aceptable para el caso de campañas que para los índices obtenidos mediante capturas y esfuerzos a partir de la pesca comercial (Shelton *et al.*, 2001), aunque se ha observado, en edades jóvenes, que la capturabilidad puede ser densodependiente (Shepherd, 1997). El XSA incluye otro supuesto respecto a la capturabilidad y es que ésta sea constante por encima de una determinada edad; la

fijación de esta edad, que se realiza habitualmente en el proceso de refinamiento del modelo, puede condicionar los resultados (Darby y Flatman, 1994).

La estimación de la capturabilidad también es dependiente del modelo del error elegido para los índices de abundancia por edad; la suposición del XSA es que este error es normal tras una transformación logarítmica, sin embargo se ha observado con modelos similares, como el ADAPT (Gavaris, 1988) que otras estructuras del error pueden ser más adecuadas (Patterson, 1999a; Cadigan y Myers, 2001), sin embargo, el XSA no permite estas estructuras alternativas.

### ***Incertidumbre de proceso***

La incertidumbre de proceso surge de la estocasticidad natural de las poblaciones; son variaciones naturales (o incontroladas) de los procesos modelados que dependen principalmente de variaciones ambientales. En el caso del XSA el proceso modelado es la relación de capturabilidad; la relación entre los índices de abundancia observados y la abundancia real ya sea mediante modelos de 1 ó 2 parámetros. El modelo asume que estos parámetros permanecen constantes en el tiempo para cada grupo de edad, sin embargo sabemos que existen otros factores, fundamentalmente ambientales que alteran la relación entre índices y abundancia real (Pennington y Godø, 1995; Godø *et al.*, 1999; Shelton *et al.*, 2001).

### ***Estimación de errores***

Los métodos para estimar la incertidumbre de los resultados del modelo fueron descritos en el apartado 3.1.4; los resultados que proporcionen estos métodos también dependen de distintos supuestos. En general, los métodos analíticos están sometidos a un mayor número de supuestos, como la linealidad o la distribución paramétrica del error (Patterson *et al.*, 2001). Los métodos de remuestreo son más robustos frente a estas suposiciones (Gavaris, 1999b; Patterson *et al.*, 2001), aunque algunos son más robustos que otros: el *bootstrap* condicional que consiste en el remuestreo de los residuos asume que estos son independientes y están idénticamente distribuidos (Efron y Tibshirani, 1993). Un método más robusto sería el *bootstrap* no paramétrico donde se remuestra la distribución observada de los índices de abundancia. Los métodos *bootstrap* son un caso especial de métodos *Monte Carlo*. Los métodos *Monte Carlo* son más útiles para las simulaciones ya que permiten controlar la cantidad y calidad de los errores introducidos en el sistema para adaptarlos a las necesidades del estudio realizado.

## **3.1.6 Objetivos**

En este trabajo se pretende evaluar el efecto de los errores en los índices de abundancia por edad sobre los resultados producidos por los modelos estructurados por edades, en particular el modelo conocido como XSA (Darby y Flatman, 1994), ampliamente aplicado en la evaluación de las pesquerías noratlánticas, tanto en el área de NAFO como en ICES. El XSA estima la abundancia y la mortalidad por edad para un periodo de tiempo que viene determinado por la existencia de datos de capturas por edad; además proporciona la abundancia de los sobrevivientes a ese periodo (Shepherd, 1999). En cualquier proceso de estimación de parámetros es necesario valorar el nivel de confianza que nos ofrecen los parámetros estimados, es decir, su incertidumbre. Esta incertidumbre alrededor de los parámetros estimados debe medirse mediante: (a) su



sesgo, es decir, la diferencia entre el valor estimado y el valor real, (b) su precisión, es decir, la dispersión del estimador y, (c) cuando se estima más de un parámetro, las interacciones entre estos parámetros (Hilborn y Walters, 1992).

El método de simulación seguido está basado en los trabajos de Restrepo *et al.* (1992) y Kell *et al.* (1999), aunque estos modelos se realizaron con datos reales mientras que el objetivo del presente trabajo es analizar la capacidad del modelo para proporcionar resultados de calidad frente a distintas perturbaciones de los índices de abundancia simuladas. Para realizar esta tarea es necesario conocer los parámetros originales, cosa que sólo puede hacerse con exactitud si simulamos la población a partir de parámetros conocidos. Primero se generó una población estructurada por edades mediante las ecuaciones clásicas para la dinámica de cohortes de una población explotada (Hilborn y Walters, 1992; Quinn y Deriso, 1999) y se usaron técnicas de simulación *Monte Carlo* (Efron y Tibshirani, 1993; Manly, 1997) para simular variabilidad en el muestreo y transmitirla a los índices de abundancia necesarios para la calibración. Los índices de abundancia, con sus correspondientes errores se ajustaron mediante el XSA (Shepherd, 1999) y los resultados del modelo se analizaron y se compararon con los valores verdaderos.

## **3.2 Material y Métodos: comportamiento del XSA bajo simulación**

### **3.2.1 Introducción**

Los resultados de los modelos son la principal fuente de información en la toma de decisiones sobre la estrategia de gestión. Si las evaluaciones de los stocks pudieran proporcionar de un modo rutinario una estimación de su exactitud y una medida de la importancia relativa de cada una de las posibles fuentes de incertidumbre, entonces sería posible identificar aquellos datos cuya mejor estimación repercutiría mas eficazmente en la precisión de la evaluación. La estimación de las varianzas de estas variables que participan en los modelos es un proceso relativamente complicado, por lo tanto más complicado será calcular los errores asociados al estado actual del stock y a la recomendación del nivel de capturas optimas; sin embargo, se han realizado varios intentos de cuantificar estos efectos (Pelletier y Gros, 1991; Restrepo *et al.*, 1992; Smith *et al.*, 1993; Funk *et al.*, 1998; Poole *et al.*, 1999; Patterson *et al.*, 2001)

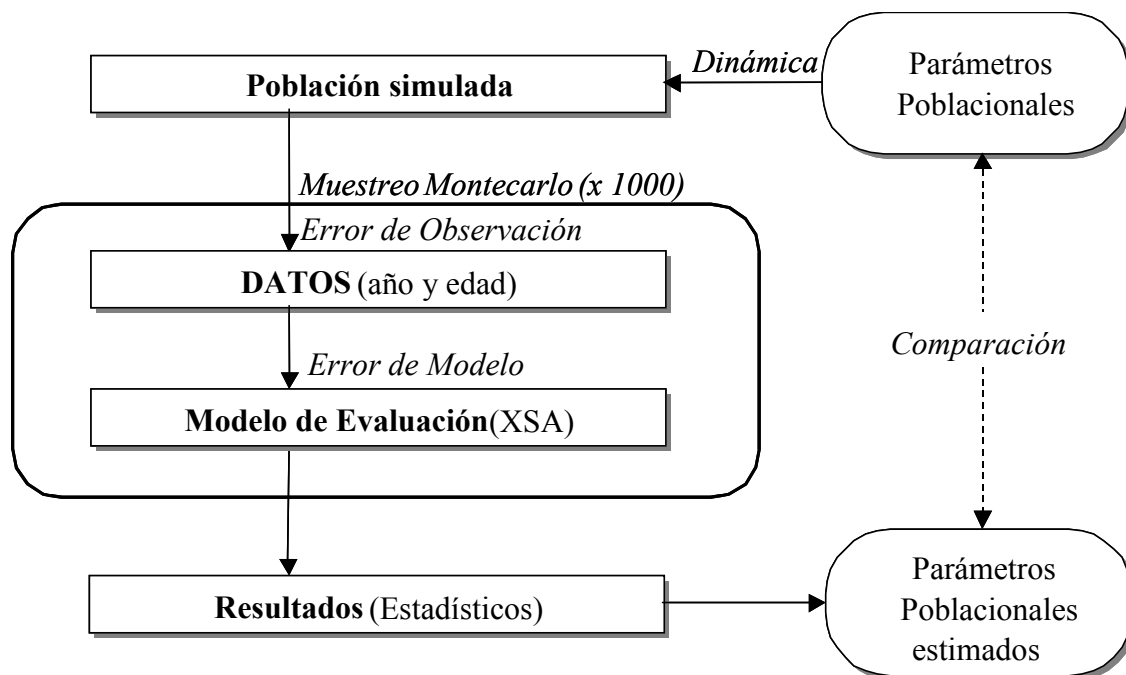
La determinación de esta incertidumbre es complicada cuando se trabaja con datos reales, donde se confunden los problemas de los datos (incertidumbre de observación) con los de los modelos (incertidumbre de modelo) y con la dinámica estocástica de las poblaciones naturales (incertidumbre de proceso); por otra parte, los métodos analíticos para la estimación de estos errores fallan cuando los modelos son complejos (Hilborn y Walters, 1992; Patterson *et al.*, 2001). Una de las principales dificultades para atajar este problema es la imposibilidad de realizar experimentos en el medio natural; tanto por el coste económico como por las dificultades logísticas. La elección entre distintas estrategias de gestión no puede ser resuelta mediante experimentos a largo plazo en el mar; no es posible probar las distintas opciones (tratamientos) y por lo tanto el diseño de experimentos no es aplicable a la solución del problema (Kell *et al.*, 1999).

El desarrollo de los ordenadores y la aparición de nuevas técnicas estadísticas permitieron un nuevo acercamiento al problema: los modelos de simulación, que es una solución ampliamente usada en la actualidad (Cooke, 1999). Complejos análisis de modelos de evaluación de pesquerías fueron realizados por el Grupo de Métodos del ICES (ICES, 1993, ICES, 2002), o por el Comité de Métodos para la Evaluación de Pesquerías de USA (NMFS, 1998) o la revisión de métodos para la estimación de incertidumbres en pesquerías, realizado por Patterson *et al.* (1999). Estos trabajos tenían por objetivo una revisión global del problema e implicaron a numerosos científicos con distintas especialidades. Los modelos de simulación también fueron usados para evaluar estrategias generales pero más concretas, como el trabajo de Pelletier y Laurec (1992) para analizar estrategias de gestión a corto y largo plazo, o Rochet (2000) que usa la simulación para evaluar los puntos de referencia basados en modelos de biomasa por recluta, o Schnute y Richards (1995) que estudian el efecto del error en la tasa instantánea de mortalidad natural sobre los resultados de modelos estructurados por edades. Los modelos de simulación también fueron usados para evaluar pesquerías concretas: Restrepo *et al.* (1992) analizan la incertidumbre en los resultados de evaluación de dos pesquerías, bacalao de Terranova (Div. 2J3KL) y pez espada atlántico; Ehrhardt y Legault (1997) estudian la incertidumbre asociada a la evaluación de la caballa del Golfo de México o más recientemente Kell *et al.* (1999), que analizan

la incertidumbre asociada a distintas estrategias de gestión para la recuperación de la platija de Mar del Norte.

### 3.2.2 El modelo de simulación

El modelo de simulación empleado se puede dividir en tres etapas: (a) la simulación de la población explotada partir de parámetros predeterminados, teniendo en cuenta su dinámica y su explotación, (b) el muestreo de esta población, que incluye la simulación de campañas y de capturas y (c) el modelo de evaluación, es decir, el ajuste de los datos observados mediante el XSA. Los resultados del ajuste del modelo se pueden comparar con los parámetros usados para simular la población explotada con el fin de evaluar la capacidad del modelo para estimar estos parámetros.



*Figura 3.2-. Estructura del modelo de simulación. Partiendo de parámetros poblacionales conocidos se construye la población simulada; sobre esta población se realiza el muestreo, y con los datos del muestreo se ajusta el modelo. Los resultados del ajuste se comparan con los parámetros poblacionales preestablecidos*

La población explotada se simula en el ordenador siguiendo una dinámica clásica, a partir de unos parámetros poblacionales conocidos, con una madurez y un crecimiento constantes en el tiempo, con una abundancia por edad que decrece exponencialmente como consecuencia de la mortalidad natural y por pesca y un reclutamiento de la edad 1 basado en el modelo de Beverton y Holt. El muestreo de esa población incluye capturas e índices de abundancia; las capturas son estimadas determinísticamente mediante la ecuación de Baranov (Baranov, 1918), mientras que los índices de abundancia por edad, la variable con error, son muestreados estocásticamente mediante métodos *Monte Carlo*. Estos datos junto con la mortalidad natural, serán los datos usados para ajustar al modelo de evaluación, el XSA. El proceso de muestreo y evaluación es realizado un número suficientemente grande de veces y el modelo es evaluado mediante la variabilidad de los resultados (abundancia y coeficiente de mortalidad por pesca) y por su sesgo, fácilmente estimable ya que partimos de unos parámetros de la población

simulada son conocidos (Figura 3.2). Este esquema básico del modelo de simulación permite modificar alguno de sus componentes en cualquiera de las tres fases descritas (población explotada, muestreo y evaluación) para estudiar el efecto que estas perturbaciones tienen sobre el sistema<sup>1</sup>. En particular, este estudio se centrará en modificaciones o perturbaciones de los índices de abundancia por edad, y en los mecanismos del modelo para amortiguar el efecto de estas perturbaciones.

### 3.2.2.1 La población simulada

Las poblaciones teóricas creadas mediante simulación han sido usadas con relativa frecuencia para analizar el comportamiento de los modelos de Análisis de Población Virtual bajo condiciones controladas (Punt y Butterworth, 1993, Patterson y Kirkwood, 1995; Sampson y Yin, 1998; Mohn, 1999). Puesto que en los resultados de los APV se confunden los errores del propio modelo con los de los datos que usa, esto dificulta el análisis de las causas de esta variabilidad y de los efectos de la pesca sobre las poblaciones naturales. Las poblaciones simuladas permiten controlar o eliminar ciertas fuentes de error para así poder evaluar como el modelo reacciona frente a otras perturbaciones controladas. El objetivo de este estudio de simulación es valorar la robustez del modelo de evaluación, el XSA, para estimar los parámetros necesarios para la evaluación en la que estos parámetros son conocidos.

Los datos necesarios para realizar un análisis de población virtual y su calibración son los siguientes: capturas en número por edad, tasa de mortalidad natural por edad y un índice de abundancia por edad obtenido de una campaña o de la flota pesquera; todos estos datos para un rango suficientemente grande de años. El modelo de simulación está formado por: la población teórica explotada, el muestreo de esa población y el modelo de evaluación

Para obtener esta población teórica, se generó una matriz de abundancia por año y edad para una población ficticia. Esta matriz de 20 años y 10 edades se generó en dos etapas: en la primera se crea una *población en equilibrio determinista*, y en la segunda se deja que el reclutamiento varíe aleatoriamente con lo que se consigue una *población en equilibrio estocástico*.

#### *Población en equilibrio determinista*

Se comienza con un vector de abundancia por edad para el año inicial y lo sometemos a una explotación simulada con unos parámetros poblacionales y pesqueros constantes y sin error (Tabla 3.1). El peso por edad no está ajustado a ningún modelo de crecimiento, simplemente representa unos valores posibles para una especie como el bacalao. La madurez expresa la fracción de individuos maduros a cada edad; a partir de la edad 6 el total de los individuos se considera que son completamente maduros. Al igual que el peso, la madurez no sigue ningún tipo de modelo. La selectividad por edad mide la vulnerabilidad al arte de los peces de diferentes edades respecto a una edad de referencia; cada edad tiene una selectividad dependiente de su tamaño.

<sup>1</sup> El modelo fue desarrollado en la hoja de cálculo EXCEL que permite integrar fácilmente otras aplicaciones auxiliares, como FishLab (Kell, en prensa), que es una librería de métodos de evaluación de pesquerías de donde se extrajo el XSA usado en la simulación y, @RISK, una librería de distribuciones estadísticas diseñada para simulaciones Monte Carlo.

<i>edad</i>	Peso (Kg)	Madurez	Selectividad	Capturabilidad
1	0.1	0	0.05	0.3
2	0.25	0	0.1	0.5
3	0.5	0.25	0.25	0.75
4	1	0.5	0.5	1
5	1.5	0.75	0.75	1
6	2.5	1	1	1
7	4	1	1	1
8	6.5	1	1	1
9	9	1	1	1
10+	12	1	1	1

*Tabla 3.1.- Valores usados para la construcción de la población artificial. Se considera que el peso por edad es el mismo para las capturas que para los índices de abundancia.*

Además de estos parámetros se necesita conocer el reclutamiento ( $R$ ), la mortalidad natural ( $M$ ), y la mortalidad por pesca ( $F$ ). El reclutamiento anual se calcula mediante el modelo de Beverton y Holt

$$R = aS/(b + S)$$

donde  $R$  es el reclutamiento,  $S$  la biomasa frezante y con parámetros constantes ( $a = 300\,000$  y  $b = 100\,000$ ), donde  $a$  es el reclutamiento máximo y  $b$  la biomasa frezante necesaria para alcanzar la mitad del reclutamiento máximo.

La tasa de mortalidad natural de  $0,2 \text{ año}^{-1}$  fue aplicada a todas las edades; la tasa de mortalidad por pesca se calcula como el producto de dos componentes: la tasa anual de  $0,6 \text{ año}^{-1}$  y las selectividades por edad mostradas en la Tabla 3.1. La población se somete a una mortalidad que se mantiene constante durante varios años hasta que la población alcanza el equilibrio; estos valores de abundancia por edad en equilibrio son independientes de los valores iniciales de abundancia. Hasta aquí la dinámica de la población se desarrolló de un modo determinista.

#### *Población en equilibrio estocástico*

Una población en equilibrio teórico determinista está formada por clases de edad cuya abundancia se mantiene constante a lo largo del tiempo. Para conseguir una cierta heterogeneidad en la población se añadió un componente aleatorio al reclutamiento. Partiendo del vector de abundancia por edad en equilibrio, se proyectó la población 30 años mas, añadiendo al reclutamiento un error lognormal de tal manera que en este último tramo de la simulación, la población sigue un reclutamiento estocástico según la siguiente ecuación.

$$R^* = R * e^{\varepsilon}$$

siendo  $\varepsilon \sim N(0,1)$  y  $R$  el reclutamiento determinista calculado mediante el modelo de Beverton y Holt descrito anteriormente

Los 9 primeros años de esta proyección están determinados, en mayor o menor medida, por la abundancia en equilibrio determinista, por lo tanto se descartan para la construcción de la matriz de la población simulada. Los 21 últimos años de esta simulación conforman la población en equilibrio estocástico, con una abundancia y un coeficiente de mortalidad por pesca, ambos por año y edad, conocidos. La población está compuesta por edades 1 a 9, agrupando el resto de las edades en un grupo 10+. Aunque las matrices de datos obtenidas, de 10 edades por 21 años no representan necesariamente ningún año concreto ni ninguna edad, por conveniencia se muestran como edades 1 a 10 y años 1980 a 2000; esto facilitará la interpretación de los gráficos de los resultados.<sup>1</sup>

### 3.2.2.2 El muestreo

Sobre esta población realizaremos el muestreo simulado y obtendremos los datos necesarios para la evaluación mediante las ecuaciones habituales. Estos datos son las capturas por edad y el índice de abundancia por edad; la mortalidad natural no es necesario simularla, ya que su valor es conocido ( $M=0,2$ ). La matriz de capturas para los 21 años y las 10 edades se construyó mediante la ecuación de Baranov (Ecuación 3.5)

$$C_{a,e} = F_{a,e} / Z_{a,e} * N_{a,e} * (1 - e^{-Z_{a,e}})$$

Ecuación 3.5

La matriz de índices de abundancia por edad, para el mismo período de tiempo se generó determinísticamente aplicando los coeficiente de capturabilidad por edad (Tabla 3.1) a la matriz de abundancias (Apéndice II), sólo a las edades 1 a 9.<sup>2</sup> Estos índices de abundancia se calcularon según la siguiente expresión:

$$I_{a,e} = q_e * N_{a,e}$$

Ecuación 3.6

La matriz de índices de abundancia resultante se muestra en el Apéndice II. A partir de esta matriz se generarán los datos estocásticos necesarios en cada iteración en las simulaciones, así como las matrices de índices de abundancia por edad necesarios para los distintos experimentos que se realizarán en este trabajo.

El objetivo de este estudio es cuantificar la sensibilidad del modelo, es decir, el efecto de una perturbación en los datos de entrada sobre los resultados del modelo. Esto se hizo mediante simulaciones *Monte Carlo* (Manly, 1997), que son procesos iterativos en los cuales en cada iteración se remuestran los datos originales asumiendo una determinada estructura del error. Esta estructura está definida por su forma (normal, lognormal, gamma, etc) y sus respectivos parámetros (media y varianza). El modelo que queremos evaluar es el XSA, y de los tres tipos de datos necesarios para el modelo (mortalidad natural, capturas por edad e índices de abundancia) queremos estudiar de un modo aislado el efecto de la incertidumbre de los índices de abundancia. Los índices de

<sup>1</sup> La matriz de 21 años y 10 edades obtenida se muestra en el Apéndice II, esta matriz representa a la población simulada y es común para todas las experimentos que se realizan en este estudio. También aparece en este apéndice otras matrices como la de índices de abundancia por edad, etc.

<sup>2</sup> La edad 10 no se simuló porque el grupo + no se usa en la calibración del XSA (Darby y Flatman, 1994).

abundancia son la información más valiosa para la estimación de la abundancia real de las poblaciones de peces y la incerteza sobre su relación con la abundancia poblacional es probablemente la principal fuente de incertidumbre en las predicciones a corto plazo (Patterson et al., 2001)

Aunque la mortalidad natural y las capturas también pueden estar sujetas a error, habitualmente este error no es tenido en cuenta en los procesos de evaluación asumiendo que el error de los índices es mucho mayor que estos otros y por lo tanto los enmascara (Shepherd, 1999). En nuestra población simulada la mortalidad natural (0,2) es conocida y sin error, y las capturas son calculadas determinísticamente a partir de los datos conocidos (F, M y N) y la ecuación de Baranov (Ecuación 3.5). Aunque en los análisis de las poblaciones naturales estas suposiciones pueden no ser ciertas y pueden interferir en los resultados, al disponer de un modelado teórico simulado nos aseguramos de que estas suposiciones son exactas y, por lo tanto, no interfieren en el análisis.

Para una simulación dada, los índices de abundancia fueron generados como variables aleatorias lognormales con un error estándar proporcional a la abundancia, es decir, un coeficiente de variación fijo para todos los años y todas las edades en cada simulación. El XSA está diseñado para tratar los índices de abundancia como si fueran variables lognormales. El error se incluyó mediante simulaciones *Monte Carlo* de tal manera que:

$$\ln I_{a,e}^* = \ln I_{a,e} + \varepsilon \quad \text{Ecuación 3.7}$$

Siendo  $I_{a,e}$  el índice de abundancia por año y edad (Apéndice II) y  $\varepsilon$  el error de muestreo ( $N(0,\sigma)$ ). La distribución normal de la transformada logarítmica de los índices de abundancia es un supuesto frecuente para el error (Smith y Gavaris, 1993a; Patterson, 1998). El error estándar en escala logarítmica ( $\sigma$ ) se calculó a partir del coeficiente de variación (cv) propuesto en escala aritmética como (Sampson y Yin, 1998):

$$\sigma = \sqrt{\ln(1 + cv^2)} \quad \text{Ecuación 3.8}$$

Siendo cv el coeficiente de variación de  $\ln I_{a,e}$ . Aunque es frecuente asumir que el coeficiente de variación de una variable es una buena aproximación al error estándar de su transformada logarítmica (Darby y Flatman, 1994), esta transformación corrige el sesgo de la aproximación a  $\sigma$ .

### **3.2.2.3 El modelo de evaluación**

La función del modelo de evaluación es ajustar los datos simulados con el muestreo de la población simulada mediante un modelo matemático, en este caso, el XSA<sup>1</sup>, cuyos resultados pretendemos analizar con el fin de establecer la sensibilidad del modelo frente a distintas perturbaciones en los índices de abundancia. Estas perturbaciones serán descritas más adelante. Los datos empleados se muestran en el Apéndice II, con la salvedad de que sólo no se usó el año 2000. El motivo de dejar fuera del modelo al año 2000 es el de disponer de esa información para poder comparar los resultados del modelo, los sobrevivientes, con los sobrevivientes reales.

---

<sup>1</sup> Véase apartado 3.2.2.2.

El XSA ha sido descrito en detalle en el Apartado 3.1.5, donde se pueden consultar detalles sobre el algoritmo del modelo y sobre los supuestos que lo sustentan. La incertidumbre asociada a los resultados del modelo es lo que se conoce como *incertidumbre de estimación*; en ella se combinan la incertidumbre de observación, de modelo y de proceso. El modelo de simulación es un marco de trabajo que nos permite separar los distintos tipos de incertidumbres para que no interfieran en los análisis. Para anular los errores de modelo en las simulaciones se construyó la población artificial con las mismas ecuaciones que rigen el análisis de cohortes, y para anular los errores de la relación de capturabilidad se muestreó la población bajo una capturabilidad conocida y constante para cada edad; esta segunda condición se modificará posteriormente para evaluar la sensibilidad del modelo frente a los errores producidos por cambios de capturabilidad. Las especificaciones del modelo (*shrinkage*, *reducción de pesos*, etc) también se muestran en el Apéndice II.

### 3.2.3 Experimentos y simulaciones

El modelo de simulación con sus tres fases, la construcción de la población teórica, el muestreo de ésta y la evaluación mediante el ajuste del modelo, constituye el marco general de trabajo, sin embargo, bajo este esquema se realizarán distintos experimentos con el fin analizar y cuantificar el efecto del error del índice de abundancia sobre el ajuste del XSA.

Se realizaron tres experimentos, cada uno de los cuales consta de varias simulaciones *Monte Carlo* (Manly, 1997) y cada simulación consta de 1000 iteraciones. En cada experimento se probaron distintas características o perturbaciones relativas al índice de abundancia. Estas perturbaciones fueron introducidas en el modelo de simulación para probar la robustez y sensibilidad del modelo de evaluación: la primera es el efecto del aumento de error en los índices de abundancia, la segunda el efecto del cambio de capturabilidad y la tercera el efecto de la época en que se realiza la campaña.

#### 3.2.3.1 Aumento de error en los índices.

En la primera serie de simulaciones se pretende analizar el efecto del aumento del error de observación de los índices de abundancia sobre los resultados del modelo. El XSA asume que los errores de los resultados están causados únicamente por errores de observación de los índices de abundancia, que estos son lognormales, independientes entre sí e idénticamente distribuidos (Shepherd, 1999). Estos supuestos se mantienen en el modelo de simulación, por lo tanto podremos analizar como el modelo interpreta los datos conforme el error de éstos aumenta, con la certeza de que la única fuente de errores es aquella que el modelo está preparado para gestionar.

En este primer experimento se simuló el muestreo de los índices de abundancia por edad con distintos niveles de error en cada simulación ( $cv=0,2, 0,4, 0,6$  y  $0,8$ ), añadiendo a los índices de abundancia un componente aleatorio (Ecuación 3.7), de tal manera que los errores en estos índices fueron independientes e idénticamente distribuidos después de una transformación logarítmica. Se realizaron 1000 iteraciones para cada uno de los cuatro niveles de variación. Los coeficientes de variación de los índices de abundancia suelen mostrar valores del orden de  $0,5$  (Patterson, 1998); raramente están por debajo de  $0,3$ , y es raro que superen  $1$  (Shepherd, 1997) con lo cual los valores simulados



representan la variedad de errores que nos podemos encontrar en las campañas de investigación pesquera. Cada una de las iteraciones se ajustó mediante el XSA con las abundancias y la mortalidad natural de la población artificial. Los métodos Monte Carlo nos permiten calcular los errores de cualquiera de los resultados que proporciona el modelo dado un nivel de error en los datos de entrada. Puesto que los datos se ajustan al modelo asumiendo que la única fuente de error son los índices de abundancia, las simulaciones Montecarlo con índices de abundancia variables nos proporcionarán una medida real del error de cualquiera de los resultados del modelo.

En estas simulaciones también se valoró el efecto de uno de los parámetros externos del modelo, el *shrinkage*, sobre la calidad de los resultados, para lo cual se probaron 3 configuraciones diferentes de shrinkage a cada uno de los niveles de error. El análisis del efecto del *shrinkage* sobre los resultados del XSA nos permitirá fijar el valor de este parámetro en las simulaciones siguientes. En total se realizaron 12 simulaciones en este experimento.

### 3.2.3.2 Cambios en la capturabilidad.

Uno de los supuestos fundamentales del XSA es que la capturabilidad se mantiene constante a lo largo del período analizado. Para estudiar el efecto de la violación de este supuesto se realizó un experimento con el modelo de simulación en el cual se representa un cambio de capturabilidad en el proceso de muestreo de los índices de abundancia y se cuantifica su efecto mediante el modelo de evaluación. Se simularon dos alteraciones de la capturabilidad: un aumento y una disminución, ambas en la mitad de la serie temporal. Estas dos alteraciones de la capturabilidad se probaron con tres distintas opciones del mecanismo de *reducción de pesos* de la serie temporal y se valoraron mediante análisis retrospectivo (Mohn, 1999). En total, para este experimento se realizaron 6 simulaciones sin componentes estocásticos.

Los datos usados son los mismos que en las simulaciones anteriores; la diferencia se encuentra en la simulación del proceso de muestreo, al que se incorpora un cambio en la capturabilidad a partir del año 1991, de tal manera que a partir de este año el vector de capturabilidades por edad (Tabla 3.1) sufre dos transformaciones: la primera consiste en un aumento del 20 % y la segunda en una disminución también del 20% (Figura 3.3, gráfico izquierdo). Los índices de abundancia por edad resultantes de la simulación de este muestreo con cambio de capturabilidad se muestran en el Apéndice II.

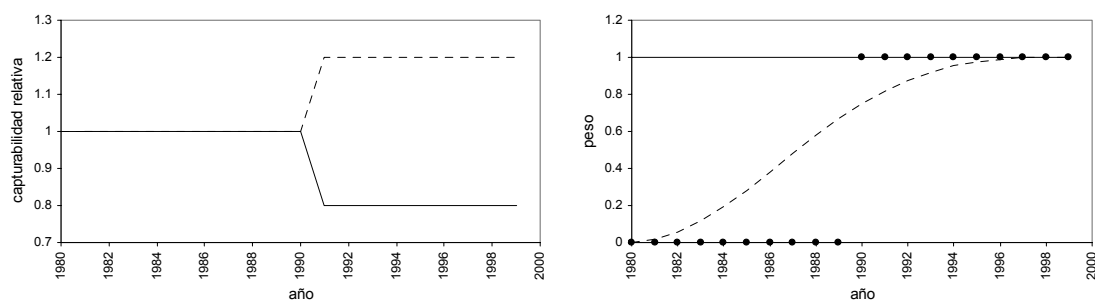


Figura 3.3.- Características de las simulaciones. Cambio de capturabilidad en el año 1991 (figura izquierda), con un aumento del 20% (línea de puntos) y una reducción del 20% (línea continua). Niveles de ponderación en la serie temporal (figura derecha); con pesos iguales (línea continua), reducción tricúbica de peso (línea discontinua) y pesos iguales para los 10 últimos años (puntos negros).

Uno de los mecanismos que nos proporciona el XSA para reducir la influencia de posibles cambios de capturabilidad sobre los resultados del modelo es la reducción de la influencia de los índices de abundancia más antiguos mediante una función que asigna diferentes pesos a estos datos (Ecuación 3.9). La función consta de dos parámetros: *rango*, que determina el número de años a ponderar, y *exponente*, que determina la manera como decaen los pesos. La Figura 3.3 (gráfico derecho) muestra tres combinaciones de estos dos parámetros. La línea continua corresponde a un rango 20 y exponente 0; esto significa que los últimos 20 años tendrán la misma influencia en la estimación de la capturabilidad. La línea discontinua corresponde a un rango 20 y exponente 3, que significa que los pesos decaen en el tiempo de un modo sigmoidal desde 1 en 1999 hasta 0 en 1980. Los puntos grandes corresponden a un rango 10 y exponente 0 con lo cual los últimos 10 años tienen el mismo peso y los años anteriores no participan en el modelo.

El peso de un determinado año  $W_a$  se calculó según la expresión (Darby y Flatman, 1994):

$$W_a = \left[ 1 - \left( \frac{R - d_a}{R} \right)^p \right]^p \quad \text{Ecuación 3.9}$$

Donde  $R$  es el rango de años que van a ser ponderados;  $d_a$  es la distancia entre el primer valor del rango y el año a valorar ( $d=0\dots R$ ) y  $p$  es el exponente que determina la forma de la función ( $p=0, 1, 2$  ó  $3$ ).

Esta función permite darle más robustez al modelo protegiéndolo frente a cambios imprevistos de la capturabilidad y permite controlar el peso que los distintos años de la serie tendrán en el ajuste del modelo, permitiendo que los datos más antiguos tengan menos peso.

El análisis del *patrón retrospectivo* es uno de los mecanismos de diagnóstico más usados para la validación de modelos estructurados por edades. El problema retrospectivo surge cuando estimaciones de parámetros actuales no se ajustan a estimaciones previas y, además, este desajuste muestra una tendencia, y no un patrón aleatorio. El fenómeno es bien conocido en numerosos stocks (Sinclair *et al.*, 1991), pero sus causas no lo son (Mohn, 1999). En este experimento se invierte la relación causa efecto; partimos de una causa conocida, el cambio de capturabilidad, y pretendemos estudiar como se manifiesta mediante el análisis del patrón. La suposición fundamental del XSA es que la capturabilidad es constante para cada edad; la variación de capturabilidad en el año 1991 produce un sesgo en los resultados ya que el modelo asume como constante un parámetro que no lo es. Este sesgo será distinto según el año desde el cual se reconstruya la población. La representación gráfica conjunta de las estimaciones sucesivas de las variables de interés (capturabilidad, biomasa frezante, mortalidad por pesca y reclutamiento) darán lugar a un determinado patrón retrospectivo que puede ayudar a entender como se manifiesta el cambio de capturabilidad bajo distintos mecanismos de *reducción de pesos*.

### 3.2.3.3 Efecto de las distintas épocas de realización de la campaña.

El XSA necesita indicadores de abundancia a principios de año. Puesto que las campañas o las CPUE's se realizan en algún período a lo largo del año, es necesario convertir estos índices en indicadores de abundancia a principios del año. Esto es algo que realiza el propio modelo conociendo la época de la campaña y aplicándole la mortalidad por pesca estimada, y por lo tanto, con error. Sería esperable que cuanto más tarde se realice el muestreo de los índices, mayor será el error de estos a principios del año y, por lo tanto, mayor será el error de los resultados del modelo. Para comprobar la influencia de la época en que se realiza el muestreo sobre los resultados del modelo se planteó un experimento con una serie de simulaciones que mantienen el esquema descrito en la Figura 3.2 pero cambiando el proceso de simulación del muestreo de los índices de abundancia adaptándolo a 3 diferentes épocas del año (Figura 3.4).

En los experimentos anteriores la simulación del muestreo se realizó considerando que la campaña se llevo a cabo a principios del año ( $t=0$ ), de tal manera que el índice de abundancia obtenido era una medida relativa de la abundancia real a principios del año. En este experimento el muestreo se realizará además en dos épocas distintas: a mediados del año ( $t=0,5$ ) y a finales del año ( $t=1$ ). Para simular estos índices lo primero es disponer de la abundancia real en estas épocas del año, ésta se calcula a partir de la abundancia a principios del año y la tasa de mortalidad total; después se reconstruyen las correspondientes matrices de los índices de abundancia y por último se añade a éstos el componente estocástico.

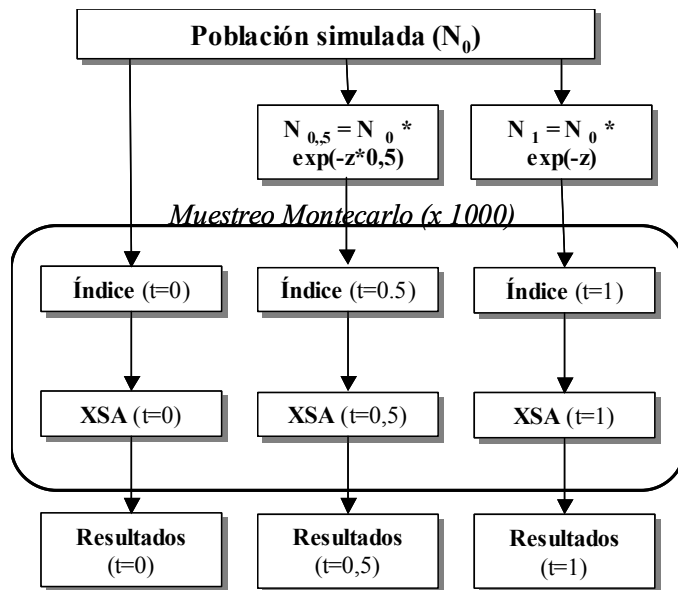


Figura 3.4.- Estructura del modelo de simulación con muestreo de los índices de abundancia en tres periodos distintos ( $t=0$ ,  $t=0,5$  y  $t=1$ ). La diferencia entre las 3 simulaciones radica en la manera como se simulan los índices de abundancia por edad.

Las ecuaciones necesarias para simular el muestreo son las siguientes:

Partimos de la matriz de abundancia  $N_0$  y la transformamos en abundancia en la época deseada ( $N_t$ ) mediante la siguiente ecuación:

$$N_t = N_0 e^{-t(M+F)}$$

La matriz de índices de abundancia en tiempo  $t$  se obtienen aplicando la capturabilidad por edad (Tabla 3.1) a la abundancia en ese tiempo ( $N_t$ ):

$$I_t = qN_t$$

Siendo  $I_t$  el valor determinista del índice en la época  $t$  determinada. Los índices de abundancia ( $I^*$ ) son remuestreados mediante simulación *Monte Carlo* asumiendo una distribución normal de su transformada logarítmica de tal manera que:

$$\ln I_t^* = \ln I_t + \varepsilon$$

Siendo  $\varepsilon$  el error normal  $[N(0, \sigma)]$  donde  $\sigma$  toma distintos valores en las distintas simulaciones, valores que son calculados a partir de los coeficientes de variación propuestos (0,2, 0,4, 0,6, y 0,8) según la Ecuación 3.8.

En estos casos hay que indicarle al modelo de evaluación (XSA) la época del año en la que se realiza el muestreo para que éste sea tenido en cuenta en el ajuste; habitualmente esto se hace mediante dos parámetros, que indican el inicio y el fin de la época de la campaña en una escala de 0 a 1 (Darby y Flatman, 1994), sin embargo, para simplificar, en esta simulación se considera que la campaña se realiza en el instante  $t$  y, por lo tanto, ambos parámetros toman el mismo valor.

El XSA calcula el índice de abundancia a principio del año a partir de la tasa de mortalidad por pesca estimada por el propio modelo. Las especificaciones del XSA son las mismas que las empleadas en las simulaciones anteriores, manteniendo el *shrinkage* de los últimos 5 años con un error de 1 (Apéndice II).

### 3.2.4 Parámetros analizados

El esquema general del modelo de simulación es el mismo para los tres experimentos, la parte que cambia es el muestreo y, en algunos casos, las especificaciones del modelo de evaluación. Los resultados del modelo son los mismos en los tres experimentos, aunque en algún experimento se prestará mayor atención a unos que a otros.

El objetivo del XSA es estimar los parámetros que definen la dinámica de la población explotada: abundancia ( $N$ ) y tasas de mortalidad por pesca ( $F$ ), ambos por año y edad, en el rango de años y edades determinado por la presencia de datos de capturas; estos datos nos permiten estimar una tasa de explotación anual ( $F$  media), una biomasa frezante anual y un reclutamiento para cada año. Además, el XSA estima la abundancia de los peces que superan al periodo de capturas, es decir, los sobrevivientes a principios del año posterior al último año con datos de capturas. El ajuste del XSA gira alrededor de estos sobrevivientes; sus errores son estimados por el propio modelo (Shepherd, 1999).

Los resultados analizados fueron: el error de la abundancia por edad de los sobrevivientes, tal como es estimado por el XSA; la capturabilidad por edad; la biomasa

frezante y el rendimiento en peso, como medidas de cantidades de interés para la gestión; y la abundancia (N) y tasa de mortalidad por pesca (F), ambas por año y edad. Cada simulación proporciona 1000 valores para estos resultados del XSA; estos 1000 valores nos proporcionan la distribución de probabilidad de los parámetros o variables a partir de la cual se calcularán los estadísticos necesarios para cuantificar la incertidumbre asociada.

La incertidumbre de los resultados del XSA se evaluó mediante su coeficiente de variación *Monte Carlo* y su sesgo, éste último se estimó como el porcentaje de la diferencia entre el valor estimado y el valor real dividido entre el valor real según la siguiente ecuación:

$$\text{sesgo} = 100 * (\text{est.} - \text{real}) / \text{real}$$

Como valor estimado se usó la mediana de los 1000 resultados *Monte Carlo*. El uso de la mediana en lugar de la media se debe a que la mediana es más robusta frente a valores extremos de la distribución, que pueden estar insuficientemente representados si no se realiza un gran número de réplicas (Prager, 1994; Patterson y Kirkwood, 1995).

#### *El error de los sobrevivientes*

El XSA estima la abundancia por edad de los sobrevivientes y proporciona una estimación del error de este parámetro. El proceso iterativo de solución al modelo se basa en que la abundancia por edad de los sobrevivientes es estimada independientemente por cada uno de los elementos de cada cohorte. Este sistema permite estimar su error por dos métodos distintos que en el XSA se conocen como *interno* y *externo*, conceptos similares a los usados en análisis de varianza (Darby y Flatman, 1994). Se ha observado que estos estimadores del error suelen infravalorar la varianza verdadera (Kell; en Pennington, 1999) aunque su grado no se puede cuantificar en las evaluaciones de poblaciones reales. El modelo de simulación planteado nos permitirá estimar la importancia de este sesgo. Ya que el modelo ajusta la capturabilidad asumiendo que la única fuente de error son los índices de abundancia, exactamente igual que en la simulación presentada, se podría usar el estimador de error *Monte Carlo* para cuantificar el posible sesgo de los estimadores analíticos. Para observar las diferencias entre los tres métodos (*interno*, *externo* y *Monte Carlo*) se calcularon los coeficientes de variación de la abundancia del último año. Los coeficientes de variación de los errores interno y el externo se estimaron como la mediana de las 1000 réplicas y el *Monte Carlo* como el coeficiente de variación de las 1000 réplicas de abundancia.

#### *La capturabilidad por edad*

Otro parámetro analizado fue la capturabilidad por edad ( $q$ ) estimada por el modelo, que nos indica la relación entre el índice de abundancia y la abundancia real (Ecuación 3.3 y Ecuación 3.4); la capturabilidad es el parámetro clave en el ajuste de este tipo de modelos. En esta simulación se usó un modelo de capturabilidad que relaciona linealmente el índice con la abundancia real (Ecuación 3.3), aunque también son posibles modelos más complejos (Shelton *et al.*, 2001).

#### *La biomasa frezante y el rendimiento*

También se evaluaron los resultados necesarios para la gestión de la pesquería; la eficiencia de la gestión requiere métodos de evaluación que proporcionen resultados no sesgados y de mínima varianza, tanto para la *biomasa frezante*, que informa del estado

actual de la pesquería con respecto a su capacidad productiva y del peligro potencial de sobrepesca de reclutamiento, como para el rendimiento en peso esperado dada una determinada estrategia de gestión (F).

La biomasa frezante se calcula como la suma de productos de la abundancia por edad, la madurez por edad y el peso por edad. La madurez y el peso son tomados como valores sin error, por lo tanto, la variación de la biomasa frezante se debe únicamente al error de la abundancia de los sobrevivientes. La determinación del *rendimiento potencial* (capturas en peso) es otro de los objetivos de la gestión de pesquerías; este parámetro aglutina los errores en la estimación de la abundancia del último año y de la F de referencia. Habitualmente, en los procesos de evaluación se calculan las capturas esperadas bajo diferentes estrategias de gestión (Fs'). En este caso la estrategia simulada consiste en mantener la misma F que en año anterior, que es un punto de referencia biológico conocido como F *status quo* (F<sub>sq</sub>) (Caddy y Mahon, 1995).

#### *Abundancia (N) y mortalidad (F) por año y edad*

Para analizar la distribución de los errores según el año y la edad se realizó una única simulación que se incluyó en el primer experimento; éste tenía por objetivo estudiar el efecto del aumento del error de los índices sobre los resultados. En esta simulación *Monte Carlo* se aplicó un coeficiente de variación de 0,5 a los índices de abundancia por edad. La abundancia por edad (N) y la tasa de mortalidad por pesca (F) de los 10 últimos años, son las variables que se van a observar para analizar como el XSA maneja lo que se venido en llamar el comportamiento convergente del VPA (Lassen y Medley, 2001).<sup>1</sup>

---

<sup>1</sup> El análisis de cohortes es un sistema de ecuaciones con infinitas soluciones dado que hay una incógnita más que el número de ecuaciones (Pope, 1977). Se puede solucionar el sistema fijando un valor de F o N en uno de los elementos de la cohorte; se ha observado que si el valor fijado corresponde al final de la cohorte, los valores del inicio de la cohorte son menos sensibles al valor elegido que los valores del final de la cohorte (Pope, 1972).

### 3.3 Resultados: cuantificación de la incertidumbre mediante simulación

#### 3.3.1 Efecto del aumento del error de los índices de abundancia sobre los resultados

En este primer experimento *Monte Carlo* se pretende analizar el efecto del error en los índices de abundancia sobre los resultados del modelo. También se estudiará el papel del *shrinkage* en la estabilidad del modelo ante estas variaciones en el error de los datos de entrada.

El coeficiente de variación y el sesgo de las variables de interés en la gestión (biomasa frezante, capturas y tasa de explotación) frente a distintos niveles de error en los índices de abundancia se muestran en la Figura 3.5. Los parámetros de gestión examinados son la biomasa frezante de los supervivientes, las capturas estimadas para esos sobrevivientes manteniendo la misma intensidad de pesca que en año anterior y la tasa de mortalidad por pesca del último año ( $F(6-9)$ ), calculada como la media de las tasas de las edades 6 a 9.

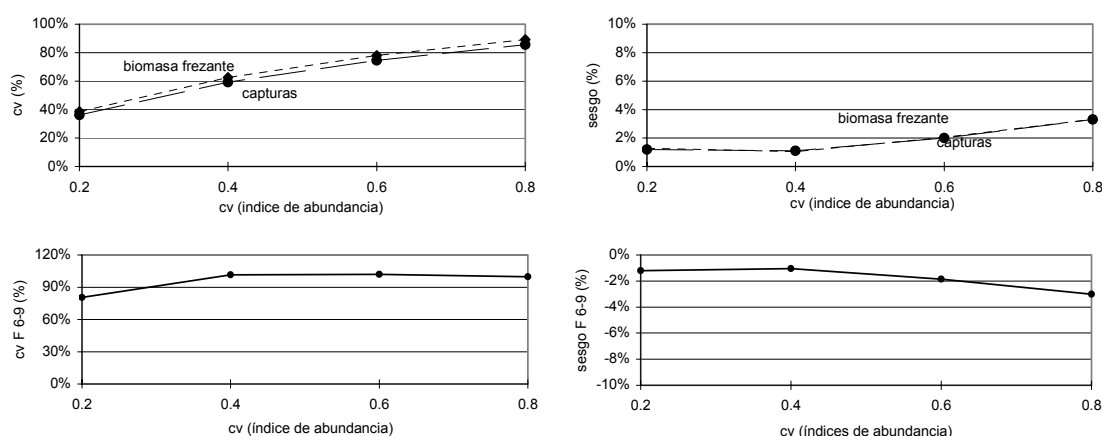


Figura 3.5.- Coeficiente de variación y sesgo de la biomasa frezante y de las capturas estimadas para el año terminal (gráficos superiores) y  $F$  media de las edades plenamente reclutadas (6-9) en los gráficos inferiores frente a diferentes niveles de error en los índices de abundancia

Como era esperable, el coeficiente de variación de la biomasa y de las capturas aumenta conforme aumenta el error de los índices. En ambos casos la respuesta es casi lineal en el rango de error observado (0,2-0,8); la variación de las capturas oscila desde el 40 hasta el 80% y la variación de la biomasa oscila en unos valores similares. El sesgo también aumenta con el error; con baja variación en los índices (0,2-0,4), el sesgo oscila alrededor del 1%, sin embargo, al aumentar esta variación hasta 0,8, el sesgo aumenta hasta alcanzar el 4%, tanto en las capturas como en la biomasa. En ambos casos el sesgo es siempre positivo.

La tasa de mortalidad del último año, expresada como la media aritmética de la mortalidad por pesca de las edades 6 a 9, padece un alto grado de error: el coeficiente de variación se encuentra alrededor del 100% y parece independiente del error de los

índices de abundancia; el sesgo es negativo y se comporta de un modo similar, aunque en sentido contrario, a la biomasa frezante y las capturas. Los coeficientes de variación son tan altos que ponen de manifiesto las dificultades del modelo. Estas dificultades del modelo para converger en los valores reales ya fueron detectadas por el grupo de trabajo de métodos del ICES en el año 1991 (ICES, 1991); la solución propuesta fue el *shrinkage* a la F media. El XSA calcula los sobrevivientes como una media logarítmica de los distintos estimadores de su misma cohorte. El *shrinkage* consiste en añadir un estimador más a este promedio logarítmico, este estimador se calcula como la F media de un número determinado de años o edades previas a los sobrevivientes (en el caso del último año, se usan las Fs medias de los años anteriores para cada clase de edad), junto con las capturas del año y edad en cuestión. El peso de este estimador en la estimación de los sobrevivientes se establece fuera del modelo de manera que ayude a estabilizar los resultados del modelo sin dominarlo. Los pesos asignados en los distintos experimentos figuran, junto con el resto de las especificaciones, en el Apéndice II.

Para comprobar el posible beneficio del *shrinkage* se repitió la simulación usando la F media de los últimos 5 años con un coeficiente de variación de 1 y de 0,5. El peso del *shrinkage* es inversamente proporcional a la varianza. Puesto que el modelo es ajustado en escala logarítmica y puesto que el coeficiente de variación de una variable es aproximadamente equivalente al error estándar de su transformada logarítmica (Darby y Flatman, 1994; Quinn y Deriso, 1999), el estimador *shrinkage* con  $cv=0,5$  tendrá un peso cuatro veces mayor que el de  $cv=1$  en la estimación de los sobrevivientes. El error asignado al *shrinkage* debe de garantizar que la F media de los últimos 5 años tenga menos influencia sobre los resultados que las propias estimaciones obtenidas de los índices de abundancia, de tal manera que favorezca el ajuste sin dominarlo. Los resultados comparativos de las simulaciones, con los distintos niveles de *shrinkage* (sin *shrinkage* **Shr 0**; con *shrinkage* de bajo peso o **Shr 1** y con *shrinkage* de alto peso o **Shr 0,5**) se muestran en la Tabla 3.2.

cv (índice)	Biomasa frezante						F (6-9)					
	cv			Sesgo (%)			cv			Sesgo (%)		
	Shr 0	Shr 1	Shr 0.5	Shr 0	Shr 1	Shr 0.5	Shr 0	Shr 1	Shr 0.5	Shr 0	Shr 1	Shr 0.5
<b>0.2</b>	0.39	0.24	0.09	1%	12%	2%	0.81	0.17	0.10	-1%	-10%	-1%
<b>0.4</b>	0.63	0.40	0.10	1%	17%	3%	1.02	0.25	0.11	-1%	-12%	0%
<b>0.6</b>	0.78	0.39	0.10	2%	14%	3%	1.02	0.25	0.09	-2%	-8%	0%
<b>0.8</b>	0.89	0.36	0.10	3%	14%	3%	1.00	0.23	0.08	-3%	-6%	0%

Tabla 3.2.- Incertidumbre (coeficiente de variación y sesgo) de la biomasa frezante (sobrevivientes), y F media (edades 6 a 9) de los resultados del XSA, sin *shrinkage* (Shr 0) y con *shrinkage* de los últimos 5 años (Shr 1 y Shr 0.5), frente a diferentes errores en los índices de abundancia.

Los resultados muestran que la inclusión del efecto de la F media de los últimos años confiere estabilidad a los resultados del modelo, aunque con alguna salvedad. Para las dos variables analizadas (biomasa frezante y F (6-9)) la inclusión del *shrinkage* supone una considerable reducción del coeficiente de variación para todos los niveles de error de los índices de abundancia; la mejoría es importante con **shr1**, especialmente para F media, donde el cv se reduce a la cuarta parte con los 4 niveles de error en los índices. Sin embargo, no sucede lo mismo con el sesgo: que aumenta considerablemente con

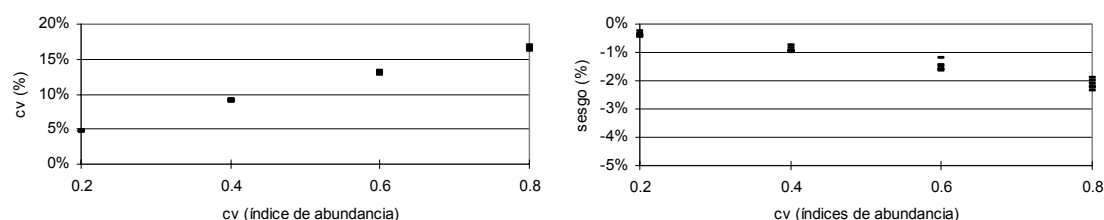


**Shr 1**, tanto en la biomasa como en la F, mientras que con **Shr 0.5** aumenta ligeramente con la biomasa y disminuye ligeramente con la F.

Obviamente, dada la considerable reducción del cv y la estabilización del sesgo, parece que el *shrinkage* con un error de 0,5 proporciona los mejores resultados; sin embargo, si observamos el cv de estas simulaciones, tanto en la biomasa como en la F, observamos que éste es independiente del error de los datos de entrada, lo que sugiere que el *shrinkage* está dominando el ajuste, independientemente del error de los índices de abundancia. Este dominio no tienen efectos negativos en esta simulación concreta puesto que las F reales son constantes en el tiempo, sin embargo con datos reales donde la F varía, un *shrinkage* fuerte puede ser causa de importantes sesgos, ocultando una tendencia real en la tasa de explotación.

La capturabilidad es el parámetro clave en el ajuste del XSA ya que determina la relación entre la abundancia estimada mediante análisis de cohortes y el índice de abundancia. Los valores de la capturabilidad aplicada a la abundancia de la población en el modelo de simulación se muestra en la Tabla 3.1; la capturabilidad es constante en el tiempo para cada edad. La Figura 3.6 muestra el comportamiento de la capturabilidad estimada por el modelo frente a los cuatro niveles de variación, para las edades 1 a 6. El modelo asume que la capturabilidad de las edades mayores que 6 son iguales a la de la edad 6, lo cual está de acuerdo con los valores reales de estas capturabilidades en los datos originales. En el gráfico (Figura 3.6) no se usó ningún carácter distintivo para las diferentes edades.

#### *Sin shrinkage*



#### *Con shrinkage (1)*

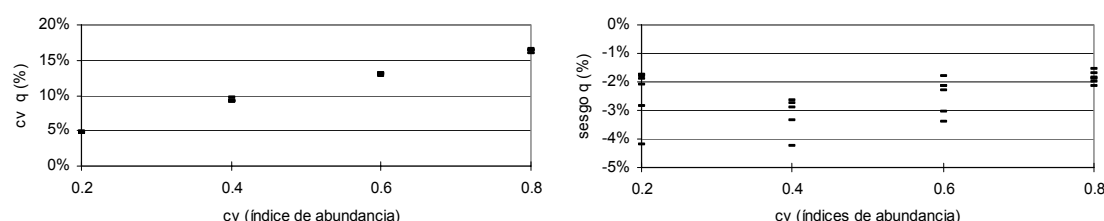


Figura 3.6-. Coeficiente de variación (cv) y sesgo de la capturabilidad estimada en las edades 1 a 6, mediante el XSA a 4 niveles de error en los índices de abundancia. Sin “*shrinkage*” (figuras superiores) y con “*shrinkage*” (figuras inferiores)

El coeficiente de variación de las capturabilidades, cuando no se usa el *shrinkage* (Figura 3.6, gráficos superiores) aumenta casi linealmente desde el 5 al 16% lo cual indica una menor sensibilidad frente al error de los índices que en el caso de las capturas o de la biomasa frezante. El sesgo es negativo, es decir, el modelo subestima la capturabilidad, y aumenta linealmente respecto el error de los índices, aunque en los niveles de error más altos (0,8), éste sesgo apenas supera el 2%. En las figuras

inferiores, con *shrinkage*, el coeficiente de variación se comporta prácticamente igual que sin *shrinkage*. Sin embargo el sesgo ya no se comporta linealmente con respecto al error de los índices; hay un ligero incremento del sesgo, más acentuado a bajos niveles de error en los índices de abundancia, y aunque no está indicado en el gráfico, los mayores sesgos corresponden a las edades mayores. El *shrinkage*, que participa en el modelo con un peso fijo, independiente del error de observación de los índices de abundancia, afecta de un modo desigual según sea el error de estos índices.

Si no se usa el *shrinkage* los resultados muestran altos errores en la estimación de la biomasa frezante y la F media. Si aplicamos un *shrinkage* con alto peso en el ajuste ( $cv=0,5$ ) parece que éste condiciona el ajuste (Tabla 3.2). A partir de aquí sólo se usará el *shrinkage* con un  $cv = 1$ , que parece que favorece el ajuste del modelo sin dominarlo.

### 3.3.1.1 Errores en la estimación de sobrevivientes

El XSA proporciona dos estimadores del error de la abundancia de los sobrevivientes. Puesto que los supervivientes son estimados a partir de cada una de las abundancias de la cohorte independientemente (ver ecuaciones XSA), y estas abundancias se estiman a partir de los índices de abundancia mediante regresión, este proceso permite estimar un *error interno*, dependiente de los errores en el ajuste de la recta de regresión y un *error externo* dependiente de las diferencias entre todos los estimadores de la cohorte. Si el ajuste del modelo es coherente, ambos errores deben proporcionar resultados similares ya que en ambos casos, aunque por caminos diferentes, se mide la variabilidad de los estimadores de los sobrevivientes (Darby y Flatman, 1994).

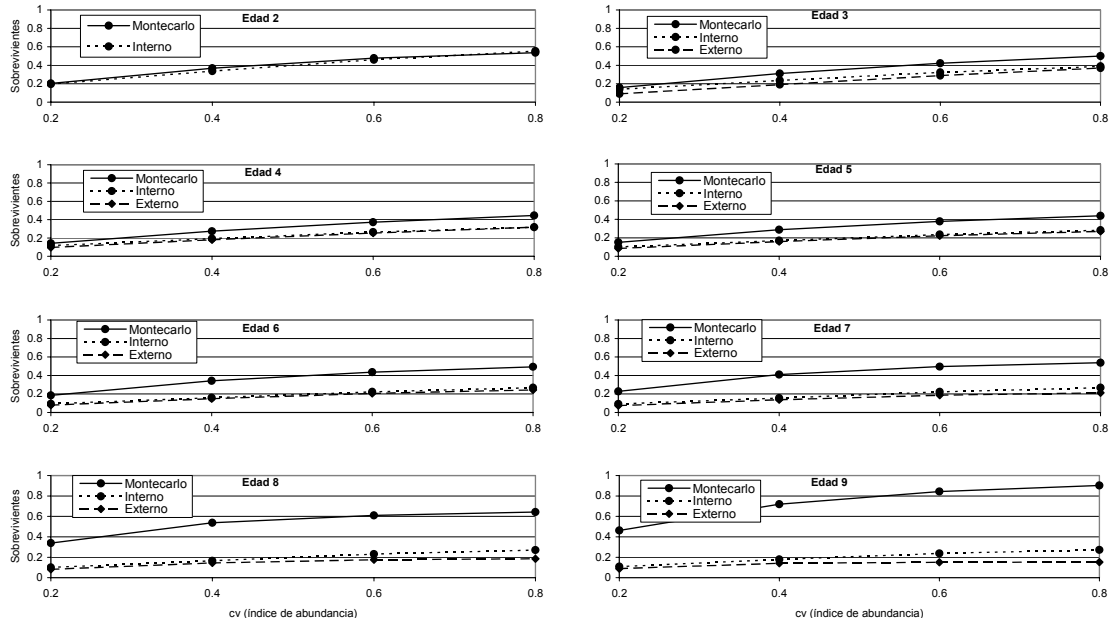


Figura 3.7.- Estimadores del coeficiente de variación (Interno, externo y Monte Carlo) de la abundancia por edad del año terminal (sobrevivientes) frente a distintos niveles de variación de los índices de abundancia por edad.

El método de simulación *Monte Carlo* nos proporciona otro estimador del error de los sobrevivientes aunque en este caso no está basado en la variabilidad de los estimadores, sino en la distribución de probabilidad de las 1000 replicas para cada una de las abundancias por edad de los sobrevivientes. Sería esperable que si los métodos

analíticos evalúan correctamente el error, mostrasen resultados similares a los proporcionados por los métodos *Monte Carlo*. Para propósitos comparativos, el error *Monte Carlo*, expresado como el coeficiente de variación de las 1000 estimaciones de abundancia, se compara con la mediana de los errores internos y externos a los 4 niveles de variación en los índices de abundancia. Los resultados se muestran en la Figura 3.7.

El aumento del error de los índices provoca un aumento, prácticamente lineal, del error de los sobrevivientes a todas las edades y con los tres métodos. Sin embargo, aunque los resultados son similares entre el error interno y el externo, los errores *Monte Carlo* son siempre mayores que éstos. Esta diferencia se acentúa al aumentar el error de los índices de abundancia y también al aumentar la edad. Los errores estimados para los sobrevivientes de edad 2 son iguales con los dos métodos (*Monte Carlo* e interno). Para las edades menores: 2 a 5, y con niveles bajos de error en los índices (0,2) no hay diferencias importantes entre los distintos métodos de estimación de error. Sin embargo, para las edades mayores, de 5 a 9, el método *Monte Carlo* produce unos resultados que llegan a duplicar los errores de los métodos analíticos.

Los métodos analíticos proporcionan resultados muy similares para todas las edades mientras que los errores del método *Monte Carlo* aumentan con la edad. Otra diferencia destacable entre los métodos de estimación del error es la relación lineal con respecto al error de los índices; mientras que los errores analíticos son proporcionales a los errores de los índices, los errores *Monte Carlo* se alejan de esta linealidad progresivamente, conforme aumenta la edad.

En resumen, existen dos dimensiones importantes en el fallo en la estimación del error de los sobrevivientes mediante los métodos interno y externo del XSA: el primero se relaciona con la infravaloración dependiente del error de los índices, cuanto mayor es el error de estos datos de entrada mayor es la infravaloración, y el segundo se relaciona con la infravaloración dependiente de la edad, cuanto mayor es la edad mayor es la infravaloración.

### **3.3.1.2 Distribución de los errores por año y edad**

Un aspecto importante de los resultados del XSA es la distribución de los errores por años y por edades de los parámetros estimados: abundancia (N) y tasa de mortalidad por pesca (F). En las simulaciones anteriores observamos como el aumento de los errores de los índices afecta a los errores de los resultados; el planteamiento consistía en aplicar el mismo coeficiente de variación a todos los índices de abundancia (20 años por 9 edades) mediante simulaciones *Monte Carlo* asumiendo una distribución lognormal; ajustar el modelo (XSA) para cada una de las 1 000 simulaciones y analizar los errores en la determinación del estado actual de la pesquería; el proceso se repitió 4 veces con 4 niveles crecientes de variación. El objetivo de la simulación actual es estudiar de que manera los errores de los índices afectan a los resultados históricos del modelo, es decir, si todos los resultados responden de la misma manera frente a un mismo error, o si por el contrario, la distribución de los errores en el tiempo, y para las distintas edades, sigue algún tipo de patrón.

Para simplificar el análisis, en vez de utilizar 4 niveles distintos de error, se usó un único coeficiente de variación con un valor intermedio, 0,5. La Figura 3.8 muestra los coeficientes de variación y sesgo de la abundancia por edad (N) y la tasa de mortalidad

por pesca (F) de todas las edades en los 10 últimos años. La simulación fue realizada con 1000 iteraciones. Los resultados muestran una distribución de los errores no homogénea: los coeficientes de variación de la abundancia (N) oscilan entre 0,1 y 0,9, con los errores más altos en las edades mayores y en los últimos años. Los coeficientes de variación de las tasas de mortalidad por pesca oscilan entre 0,1 y 0,4 y al igual que con las abundancias, estos errores son mayores en las edades mayores y en los últimos años.

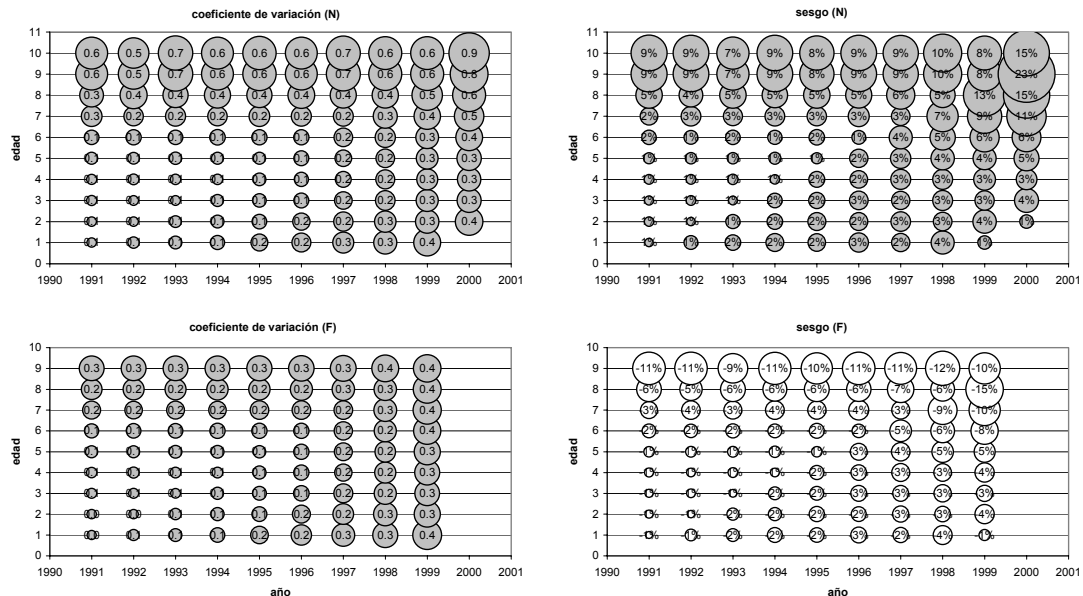


Figura 3.8.- Coeficiente de variación y sesgo de la abundancia (N) y la tasa de mortalidad por pesca (F) en los últimos 10 años de la serie. Los datos provienen de un XSA ajustado con un índice de abundancia con coeficiente de variación 0,5 y con *shrinkage*(1).

Los resultados del análisis mostrado en la Figura 3.8 indican un incremento de la incertidumbre en las cabeceras de las cohortes; tanto en los años finales como en las edades mayores. Esta incertidumbre se manifiesta en el coeficiente de variación y en el sesgo. Este mayor sesgo en los años recientes explicaría la presencia de un patrón retrospectivo tendente a la sobreestimación de la abundancia e infravaloración de la mortalidad por pesca, sin embargo, a diferencia de los que plantean Evans (1996) o Mohn (1999), los resultados muestran que este patrón es independiente de cualquier tipo de error en algún parámetro asumido como constantes en el tiempo, que en el modelo desarrollado son la capturabilidad, la mortalidad natural y el patrón de explotación.

La distribución del sesgo por años y edades sigue un patrón similar a la distribución del coeficiente de variación. El sesgo es mayor en los últimos años y en las edades mayores. En el caso de la abundancia (N) este sesgo oscila entre el 1% y el 23%, y es especialmente alto en las edades superiores de los sobrevivientes (año 2000, edades 7 a 10). El sesgo en F es similar al sesgo en N, pero de signo opuesto. Este sesgo sistemático puede ser un problema para la gestión de la pesquería ya que parece que hay una tendencia a sobreestimar la abundancia y a subestimar la tasa de explotación (Sinclair *et al.*, 1991; Mohn, 1999). Cochran (1977) comenta que si el sesgo de un parámetro es inferior a 1/6 de su coeficiente de variación, el efecto de este sesgo puede despreciarse. En esta simulación observamos una relación entre coeficiente de variación

y sesgo en el umbral propuesto por Cochran, y en algunos casos, como en la abundancia de los sobrevivientes este umbral es superado.

Si consideramos la distribución del error a lo largo de una cohorte, podemos observar que tanto el sesgo como el coeficiente de variación se reducen al retroceder en la cohorte. Este comportamiento ya fue descrito por Pope (1972) de tal manera que la abundancia de los reclutamientos estimados son poco sensibles al estimador de la abundancia de los sobrevivientes de esa cohorte; esto se debe a que los sobrevivientes son una pequeña fracción del reclutamiento y éste es determinado principalmente por las capturas acumuladas y no por el valor de los sobrevivientes. Esta insensibilidad en los sobrevivientes será mayor cuanto mayor sea las capturas acumuladas, es decir, cuanto mayor sea la mortalidad por pesca y cuanto mayor sea su proporción respecto a la mortalidad natural. En la Figura 3.8 se observa que los errores en las cohortes más cortas son relativamente más homogéneos que los errores en las cohortes más largas; los errores en las cohortes más cortas están determinados principalmente por los errores de los índices de abundancia, mientras que en las cohortes más largas el impacto de los índices de abundancia es mucho menor. Este comportamiento convergente del APV también se observa en la abundancia del reclutamiento a edad 1 (Figura 3.8), donde se aprecia que los errores son mayores en los años recientes y se reducen progresivamente hacia los primeros años de la serie.

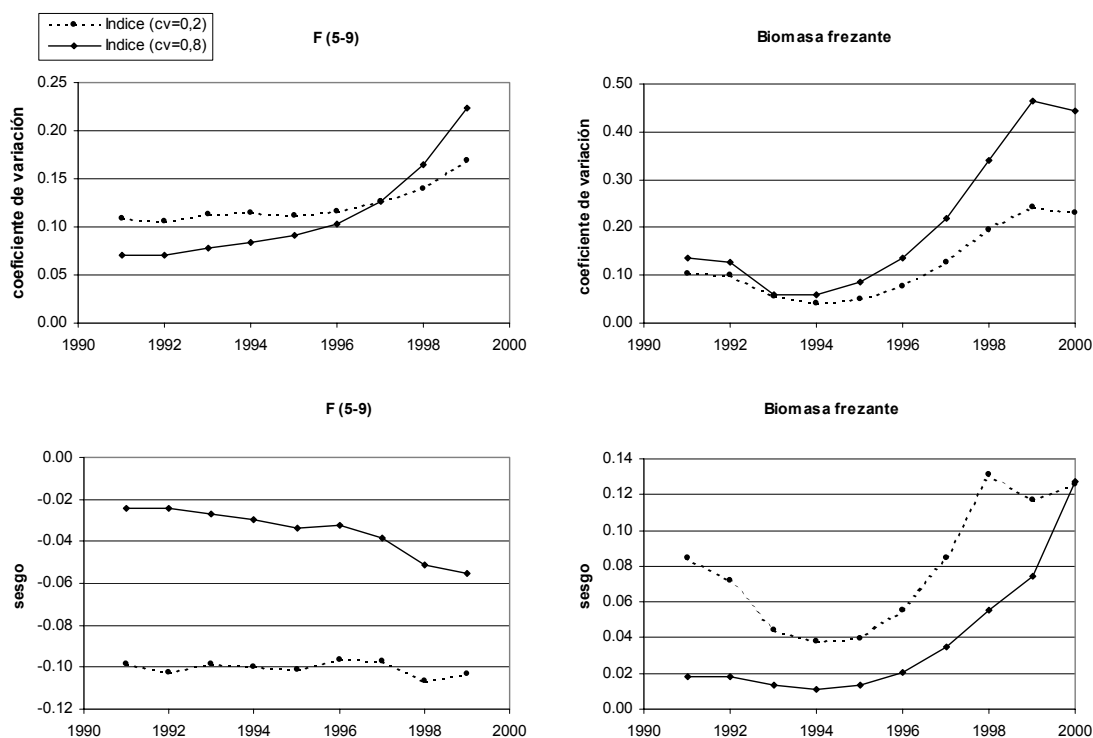


Figura 3.9.- Coeficiente de variación y sesgo de la  $F$  media (edades 5-9) y la biomasa frezante anual entre los años 1991 y 2000, con dos niveles de variación en los índices de abundancia (0,2 y 0,8)

La Figura 3.9 muestra el comportamiento del error de las dos variables indicadoras del estado anual del stock:  $F$  media (edades 5-9) y biomasa frezante, en los últimos 10 años de la serie. Los gráficos se basan en los resultados de dos de las simulaciones ya descritas, con dos niveles de error en los índices de abundancia (0,2 y 0,8) y con un

peso del *shrinkage* de 1. En todos los casos se aprecia un patrón general con un error mayor en los años finales, con una sobrevaloración de la biomasa y una infravaloración de la  $F$  media, que darían lugar por sí mismas a una tendencia en el patrón retrospectivo sin necesidad de que haya cambios temporales de capturabilidad, tal como había predicho Mohn (1999).<sup>1</sup> Las diferencias entre las dos simulaciones se manifiestan fundamentalmente por las tendencias más acentuadas en la simulación con mayor error en los índices de abundancia (0.8) lo cual daría lugar a un patrón retrospectivo más acentuado teniendo en cuenta que en ambos casos la capturabilidad se mantuvo constante.

La excepción al comportamiento general, con mayores errores en los últimos años, se observa en la biomasa frezante ya que los errores menores están en los años 1993 a 1995, con un pequeño repunte en los años 1991 y 1992. Esto se debe a que la biomasa se calcula como la suma de productos de todas las clases de edad y aunque el sesgo mayor ocurre en las edades mayores, éstas no son necesariamente las que más aportan a la biomasa total. En los años intermedios (93-96) las edades mayores son las que menos biomasa aportan, cosa que no sucede en el resto de los años (Apéndice 2). Este comportamiento no se aprecia en la  $F$  media porque ésta se calcula como la media de las últimas 4 edades (6-9), y todas participan por igual en el cálculo del  $F$  medio anual.

### 3.3.2 Efecto del cambio en la capturabilidad sobre el ajuste del XSA

El cambio en la capturabilidad ha sido visto como el principal responsable de las tendencias del patrón retrospectivo (Parma, 1993; Evans, 1996; Mohn, 1999). Los resultados expuestos anteriormente muestran que no es necesario tal cambio para que estas tendencias en el patrón retrospectivo se manifiesten y que éste puede ser consecuencia de la dificultad del método de ajuste del modelo para encontrar la solución real. En cualquier caso, los cambios en la capturabilidad, ya sean reales o virtuales, condicionan los resultados del modelo y el objetivo de la siguiente simulación es evaluar este impacto.

Se entiende por cambio real de la capturabilidad a aquel que afecta directamente a la relación entre la abundancia real y el índice de abundancia; estos cambios en la capturabilidad siempre fueron un problema cuando se usaron capturas por unidad de esfuerzo (CPUE) de la flota comercial como índice de abundancia ya que la flota comercial incorpora rápidamente las innovaciones tecnológicas que les permitan ser más eficaces en la explotación del recurso (Gunderson, 1993). En esta situación, las CPUEs no son buenos estimadores de tendencias en abundancia. Sin embargo, aunque los índices de abundancia por edad obtenidos a partir de las campañas de investigación están libres de este error, ya que se procura mantener un método de muestreo inalterado en el tiempo (Walsh, 1996; Vázquez, 2002), la capturabilidad de las campañas puede cambiar ocasionalmente como consecuencia de condiciones ambientales que modifiquen el comportamiento de las especies objetivo (Swain *et al.*, 1994; Smith y

<sup>1</sup>Un estudio más detallado del efecto del cambio de capturabilidad sobre el ajuste del modelo se realiza en el siguiente experimento. Véase apartado 3.3.2.

Page, 1996; Swain, 1999; Swain *et al.*, 2000) y por fenómenos densodependientes (Godø *et al.*, 1999).

Por otra parte, cuando usamos los índices de abundancia para calibrar un análisis de población virtual (APV), asumimos que la población real y la población virtual son la misma, sin embargo la población virtual puede ser una estimación sesgada de la población real debido a una mala determinación de algunos parámetros o variables, como la mortalidad natural (Metz y Myers, 1997; Clark, 1999; Sinclair, 2001) o las capturas por edad (Patterson, 1998); estas alteraciones suponen un cambio virtual de capturabilidad ya que, aunque la relación entre el índice y la abundancia real no se modifica, la mala determinación de la abundancia real puede producir un cambio en la capturabilidad estimada por el modelo que se manifieste como un patrón retrospectivo. Mohn (1999) analiza el patrón retrospectivo que producen estos factores sobre los resultados del ADAPT (Gavaris, 1988) concluyendo que en última instancia, el responsable de las tendencias en el patrón retrospectivo es un cambio en la capturabilidad, ya sea directo o indirecto.

Los resultados de este experimento pretenden mostrar cual es la respuesta del XSA a un cambio real de la capturabilidad y de qué manera se manifiesta este cambio en el patrón retrospectivo. Al mismo tiempo se estudiará la utilidad de la función de *reducción de pesos* para mejorar el ajuste cuando hay cambios de capturabilidad ocultos. La combinación de los dos cambios de capturabilidad por edad a partir del año 1991 (-20% y +20%) y de las tres funciones de ponderación dan lugar a seis simulaciones deterministas que serán la base para el análisis del efecto del cambio de capturabilidad sobre los patrones retrospectivos y el efecto amortiguador de la función de reducción de pesos (Figura 3.3). Para cada una de las simulaciones se analizaron distintos parámetros (Figura 3.10 y Figura 3.11).

Las variables analizadas habitualmente en este tipo de estudios, son variables que buscan tendencias anuales de interés para la gestión: una tasa de mortalidad por pesca anual (F 6-9), la biomasa frezante anual y el reclutamiento anual (edad 1). Se ha añadido al análisis una variable que raramente es considerada en los análisis retrospectivos rutinarios realizados en los grupos de evaluación, que es la capturabilidad (q). Las tendencias en la q estimada por el modelo al añadir un nuevo año al análisis pondrán de manifiesto inconsistencias del propio modelo. El XSA asume que la q es constante para cada clase de edad y la medida en que la q estimada cambia con cada año que se añade a la serie será un indicador de la fuerza del patrón retrospectivo ya que cualquier perturbación que provoque un patrón retrospectivo discrepante también mostrará una tendencia temporal en q (Mohn, 1999).

Para evitar los problemas de cambio de escala de las variables analizadas, se estandarizaron los datos dividiéndolos entre su valor verdadero; de esta manera conseguimos mostrar en el mismo gráfico el patrón retrospectivo junto con el sesgo causado por el modelo empleado. Obviamente, esta estandarización sólo es posible en simulaciones, donde los valores reales son conocidos, pero permite cuantificar el sesgo provocado por la perturbación de la capturabilidad. Esto es una ventaja sobre los análisis retrospectivos realizados en los grupos de trabajo, donde el desconocimiento de los valores reales hace que se consideren reales aquellas estimaciones que convergen en los mismos valores aunque éstas no representen necesariamente los parámetros verdaderos (Sinclair *et al.*, 1991)

El análisis incluye la distribución de los residuos del modelo que considera todos los años (de 1980 a 1999), para cada una de las seis simulaciones; la distribución de los residuos es un método de diagnóstico habitual usado en los grupos de evaluación. Los residuos se expresan en escala logarítmica; los residuos negativos indican sobreestimación de la abundancia y subestimación de la mortalidad por pesca.

La Figura 3.10 (aumento de la capturabilidad a mitad de la serie temporal) y la Figura 3.11 (reducción de capturabilidad a mitad de la serie temporal) muestran los resultados del análisis. Cuando la capturabilidad sufre un cambio brusco, aumentando un 20% a partir del año 1991 (Figura 3.10), la capturabilidad estimada aumenta progresivamente según los nuevos índices de abundancia son añadidos al modelo.

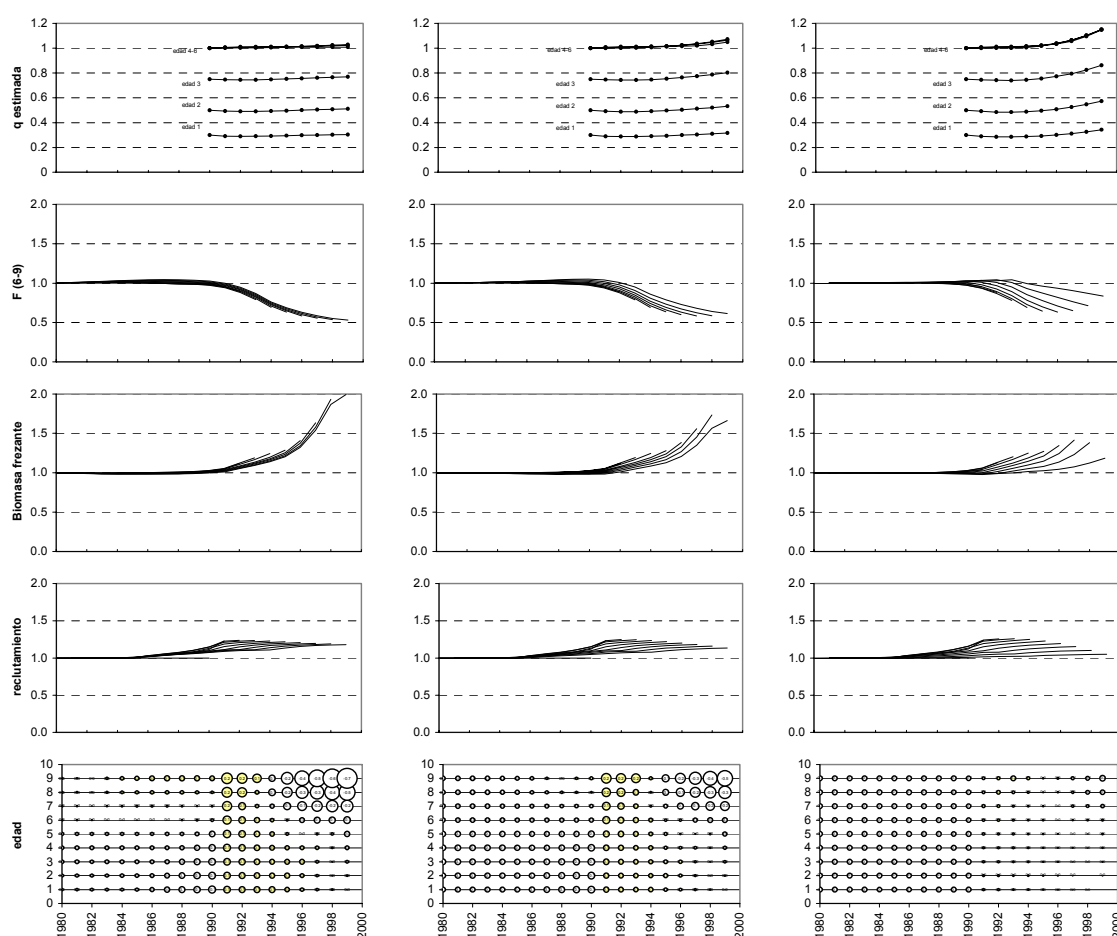


Figura 3.10.- Patrón retrospectivo y residuos de la simulación con un incremento de capturabilidad del 20% a partir del año 1991. De izquierda a derecha, cada columna corresponde a una simulación con distinta función de ponderación; los parámetros de esta función son los siguientes:  $R=20$  y  $p=0$  (izquierda);  $R=20$  y  $p=3$  (centro);  $R=10$  y  $p=0$  (derecha). De arriba a abajo cada gráfico muestra el comportamiento de distintas variables: la capturabilidad por edad (arriba); y continuando hacia abajo: la tasa de mortalidad por pesca media para las edades 6 a 9; la biomasa frezante relativa; el reclutamiento a la edad 1 y abajo, la distribución de los residuos del modelo del último año.

Los gráficos de la columna izquierda muestran la respuesta del modelo cuando todos los índices de abundancia por edad tienen el mismo peso en el modelo. En este caso el



aumento de la capturabilidad estimada es mínimo (gráfico superior), la incorporación de los nuevos datos, obtenidos con distinta capturabilidad, apenas modifica el modelo. Puesto que la capturabilidad estimada apenas cambia, los parámetros de interés no muestran un patrón retrospectivo, es decir, que coinciden los mismos resultados en los sucesivos modelos. En esta situación, el efecto del mantenimiento de la capturabilidad se manifiesta como sesgo en la estimación de los parámetros, sobreestimando la abundancia, tanto la biomasa frezante como el reclutamiento, y subestimando la tasa de mortalidad por pesca.

La distribución de los residuos del ajuste del modelo del último año (gráfico inferior) muestra el cambio del signo de los residuos coincidiendo con el año de cambio de la capturabilidad, 1991. Los altos residuos negativos de los últimos años en las edades mayores nos indican el problema de ajuste en el modelo.

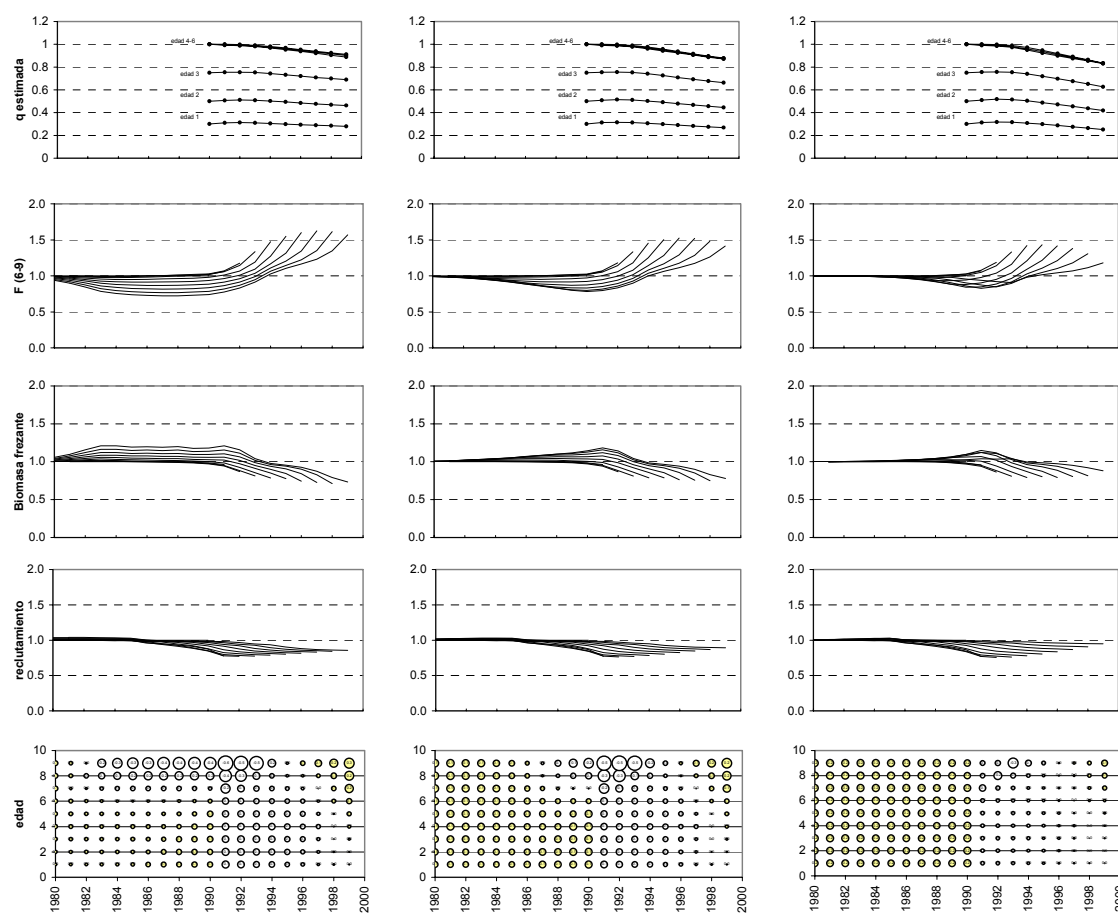


Figura 3.11.- Patrón retrospectivo y residuos de la simulación con una reducción de capturabilidad del 20% en el año 1991. De izquierda a derecha, cada columna corresponde a una simulación con distinta función de ponderación; los parámetros de esta función son los siguientes:  $R=20$  y  $p=0$  (izquierda);  $R=20$  y  $p=3$  (centro);  $R=10$  y  $p=0$  (derecha). De arriba a abajo cada gráfico muestra el comportamiento de distintas variables: la capturabilidad por edad (arriba); continuando hacia abajo: la tasa de mortalidad por pesca media para las edades 6 a 9; la biomasa frezante relativa; el reclutamiento a la edad 1 y abajo, la distribución de los residuos del modelo del último año.

Las columnas del centro y de la derecha muestran los patrones retrospectivos de modelos alternativos en los cuales se reduce el peso de los datos más antiguos sobre el ajuste del modelo según las funciones descritas en la Figura 3.10. Estas funciones

asignan una reducción progresiva de la participación de la información pasada sobre los resultados, de tal manera que en los tres modelos de la Figura 3.10, esta participación se reduce de izquierda a derecha. Los resultados muestran que, ante un cambio de capturabilidad, la capacidad del modelo para reconocer este cambio aumenta al reducir la participación de los datos pasados, tal como se aprecia en los gráficos superiores. Si nos fijamos en el aumento de la capturabilidad de las edades 4 a 6, vemos que ésta se mantiene en valores ligeramente superiores a la unidad (izquierda), mientras que en el gráfico de la derecha alcanza casi el valor real (1,2)

Cuanto más acentuado sea este cambio en la capturabilidad estimada más fuerte será el patrón retrospectivo, tal como se observa en la progresión de este patrón, de izquierda a derecha, para los tres parámetros estudiados (F, biomasa frezante y reclutamiento). Por otra parte, cuanto más se acerca la capturabilidad estimada a la capturabilidad real, más se reduce el sesgo de los parámetros estimados en los años reciente.

La Figura 3.11 muestra los resultados de un experimento opuesto al anterior. En este caso la capturabilidad se reduce un 20% en el mismo año, en 1991; por lo tanto, los índices de abundancia tomados a partir de 1991 subestiman la abundancia real si los comparamos con los índices de abundancia previos a 1991. Sería esperable que los resultados obtenidos fuesen simétricos a los resultados observados en la simulación anterior, y en líneas generales así es, sin embargo, se observan diferencias que nos hacen pensar que el modelo no reacciona con la misma velocidad en un caso y en otro.

La tendencia general es una reducción de la capturabilidad estimada conforme se van incorporando nuevos años con índices de abundancia con una capturabilidad reducida (gráficos superiores). De las tres funciones de reducción de pesos estudiadas, la reducción progresiva de la capturabilidad estimada es más patente en los modelos que asignan menos peso a los datos pasados (Figura 3.11, gráficos superiores); esta respuesta es similar a la de la simulación anterior aunque en el caso presente la reacción al cambio de capturabilidad es más rápida. Este cambio rápido de la capturabilidad estimada hace que el patrón retrospectivo sea más evidente y se manifieste en los tres modelos de ponderación, cosa que no sucedía con el modelo de pesos constantes en la simulación anterior. Además, esta actualización rápida de la capturabilidad estimada hace que el sesgo de los parámetros estimados se transmita a las estimaciones anteriores a 1991, año de cambio en capturabilidad. En estos años se observa una sobreestimación de la biomasa frezante, compensada con una infravaloración de F; este patrón es más evidente en el modelo de pesos constantes (gráficos izquierdos) y se va reduciendo conforme los pesos asignados a los datos pasados se van reduciendo (gráficos del centro y de la derecha), haciendo más patente el patrón retrospectivo en el modelo de pesos constante, justo lo contrario a la simulación anterior. Si observamos los residuos del último año (gráficos inferiores) se observa que esta sobreestimación de la abundancia se produce fundamentalmente en las edades superiores (9, 8 y 7), que son un componente importante tanto para la biomasa frezante como para la F media.

### **3.3.3 Efecto de la época en que se realiza la campaña**

El objetivo de la siguiente simulación es analizar los efectos de la época en que se realiza la campaña sobre el ajuste del XSA. El XSA es un modelo que relaciona la abundancia real de una población con un índice de abundancia relativo, frecuentemente

obtenido mediante una campaña de investigación. El APV usa las capturas anuales y la tasa de mortalidad natural para proporcionar un estimador de la abundancia a principios del año, sin embargo, los índices de abundancia, que se pueden obtener a partir de las capturas por unidad de esfuerzo de la flota (CPUE) o mediante campañas de investigación, proporcionan un valor de la abundancia relativa en el periodo en que se hace el muestreo, que no es necesariamente a principios de año. El proceso del ajuste del modelo necesita valores de índices de abundancia a principios de año, para lo cual los valores observados en la campaña se deben corregir con la mortalidad sufrida en el periodo que va desde el 1 de enero hasta la época del muestreo, incluyendo la mortalidad sufrida en el periodo de muestreo ( $I_0 = I_t e^{t(M+F)}$ ). Esta corrección se realiza aplicando al índice bruto la tasa de mortalidad total ( $Z=F+M$ ), siendo F estimada por el modelo, y por lo tanto con error, de tal manera que este error se incorpora a la estimación de la abundancia relativa a principios del año.

En estas simulaciones se evaluó el efecto de la época en que se realiza la campaña sobre el ajuste del XSA, considerando tres posibilidades: campaña a principios del año ( $t=0$ ), a mediados de año ( $t=0,5$ ) y a finales ( $t=1$ ).<sup>1</sup> Los resultados analizados son el coeficiente de variación y sesgo de la capturabilidad por edad (Figura 3.12) y el coeficiente de variación y el sesgo de la biomasa frezante y la tasa de mortalidad por pesca media de las edades 6 a 9; en este caso se consideran distintos niveles de error en los índices de abundancia por edad (Figura 3.13)

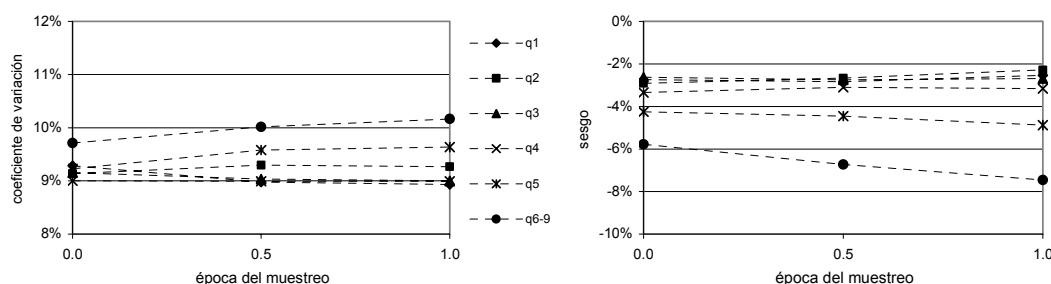


Figura 3.12.- Coeficiente de variación y sesgo de la capturabilidad por edad, con índices de abundancia muestreados en distintas épocas del año ( $t=0$ ,  $t=0,5$ ,  $t=1$ ), asignando en todos los casos un coeficiente de variación de 0,4

La Figura 3.12 muestra el coeficiente de variación y el sesgo de la capturabilidad por edad estimada con un nivel de variación de los índices de abundancia por edad de 0,4. Los resultados muestran un aumento del coeficiente de variación conforme se retrasa la campaña, especialmente claro en las edades superiores<sup>2</sup>. El coeficiente de variación de la capturabilidad a la edad 6 pasa de 0,09 a 0,11 al retrasar la campaña desde principio de año ( $t=0$ ) hasta el fin del año ( $t=1$ ). Se observan unos resultados similares con el sesgo, que en las edades inferiores se mantiene y en las superiores aumenta, especialmente en la edad 6, en la que se aprecia un aumento del sesgo desde  $-6\%$  con  $t=0$  hasta  $-8\%$  con  $t=1$ . Las estimaciones de capturabilidad por edad pierden calidad cuando el índice de abundancia se aleja del principio del año: el coeficiente de variación

<sup>1</sup> El esquema del experimento, con las tres simulaciones está descrito en la Figura 3.4.

<sup>2</sup> Conviene recordar que la capturabilidad es estimada como una constante para las edades 6 y superiores

y el sesgo de las edades 5 y superiores aumenta ligeramente mientras que en las edades inferiores se mantiene (Figura 3.12).

La Figura 3.13 muestra el coeficiente de variación y el sesgo de la biomasa frezante de los sobrevivientes y de la F media (edades 6-9) a distintos niveles de error de los índices. Los resultados con estas variables son opuestos a los obtenidos con la capturabilidad ya que tanto el error como el sesgo disminuyen conforme se retrasa la campaña. Hay alguna excepción a este patrón, que es el caso del coeficiente de variación de la biomasa frezante con error de los índices de 0,8 (figura superior izquierda).

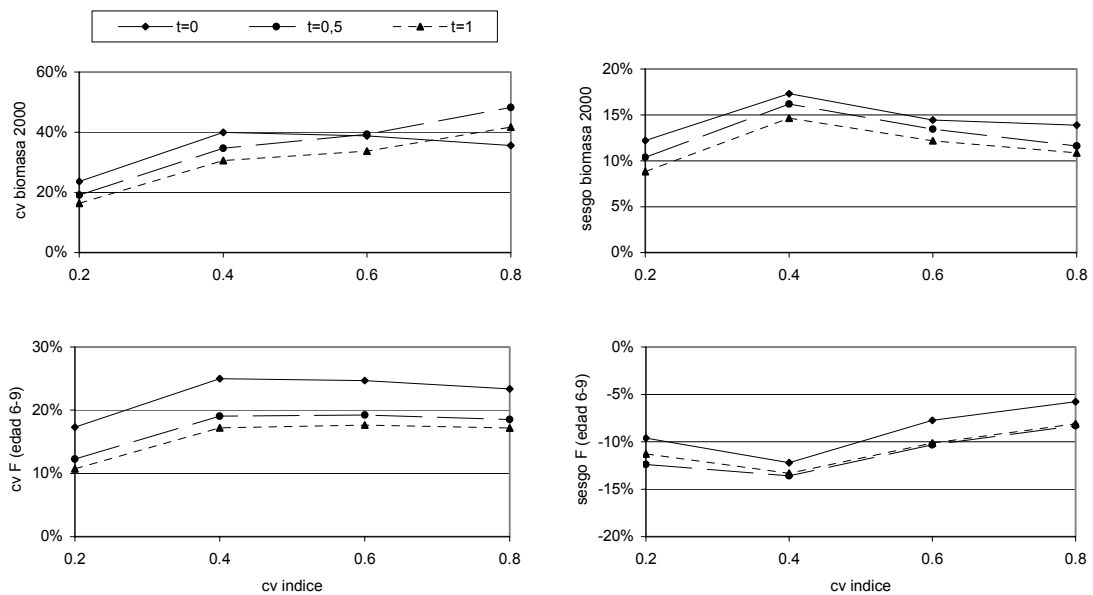


Figura 3.13.- Coeficiente de variación y sesgo de la biomasa frezante sobreviviente y de la tasa de mortalidad de las edades 6 a 9, frente a 4 niveles de error en los índices de abundancia. Los gráficos comparan los distintos errores generados por un muestreo simulado en 3 épocas del año: a principios ( $t=0$ ), a mediados ( $t=0,5$ ) y a finales ( $t=1$ ).

En este caso los resultados del modelo de simulación parecen contradictorios. Esta contradicción aparente se observa en las respuestas opuestas de, por un lado, la capturabilidad, cuya estimación empeora al retrasar la campaña y, por otro lado, la biomasa frezante y la F, cuya estimación mejora con el mismo retraso. Parecía esperable que el modelo con los índices recogidos en  $t=0$ , a principios de año, proporcionasen resultados de mas calidad que los modelos con las campañas retrasadas ( $t=0,5$  o  $t=1$ ); esto debería ser así porque el APV proporciona una estimación de la abundancia a principio del año y, por lo tanto, un índice a principio de año sólo tendrá el error de observación mientras que un índice con la campaña retrasada tendrá además del error de observación un error de estimación puesto que es necesario calcular el índice a principios del año y este índice es función de F, que es un parámetro estimado por el modelo y, por lo tanto, con error.

La no inclusión del error de estimación de F no explica por si misma la reducción del error de F media y de la biomasa frezante al retrasar la campaña. Para entender este fenómeno hay que ir al algoritmo del XSA, que incluye dos modelos enlazados: el APV, que proporciona valores de F y N por edad y la estimación de la capturabilidad,

(q) relacionando la  $N$  estimada por el APV con el índice de abundancia a principios de año. El índice a principios de año se calcula a partir del valor del índice y de la  $F$  estimada por el APV. Esto implica que la solución del XSA, es decir, la elección de los parámetros que reducen al mínimo las diferencias entre abundancia observada (índices) y abundancia esperada (VPA), tendrá una mayor capacidad para encontrar soluciones de menor error cuanto más se retrase la campaña en el tiempo, que es lo que se observa en nuestros resultados. Ahora bien, la estimación del índice a principios del año tiene un coste en error que no está incluido en el modelo de simulación y que tampoco es estimado por el modelo de evaluación, este coste es el error en la estimación de la  $F$ . Si  $t = 0$ , el error del índice es sólo el error de observación. Sin embargo, si  $t > 0$  entonces el error del índice dependerá del error de  $F$ .

El problema de la inclusión del error de  $F$  en el modelo de simulación no tiene una solución obvia ya que este error se produce en el modelo de evaluación. Se podría sacar fuera del modelo de evaluación simulándolo en el modelo operativo pero hay que considerar que el error de cada  $F$  es distinto y que cada  $F$  está correlacionada negativamente con su correspondiente índice de abundancia y esta correlación debe de ser tenida en cuenta en el modelo operativo.

Aunque los resultados de la simulación no resuelven la cuantificación del error debido al retraso de la campaña, ayudan a entender dónde y de qué manera se producen estos errores y como se transmiten a través del modelo y, aunque estos errores no son considerados en el modelo, es importante saber que el retraso de la campaña es una causa de incertidumbre en la estimación de parámetros del modelo y una causa de infravaloración del error de los resultados, la cual no está cuantificada por el modelo.

### 3.4 Discusión

No existen muchos trabajos sobre el comportamiento teórico del XSA (ICES, 1993; Darby y Flatman, 1994; Shepherd, 1999) aunque el modelo está ampliamente extendido en la evaluación de pesquerías, principalmente en el área de ICES, donde más de la mitad de los stocks son evaluados con este método (ICES, 1997b). Darby y Flatman (1994) proporcionan recomendaciones sobre el uso de la función de reducción de pesos o el *shrinkage*, pero estas son muy generales. Por ejemplo, en la página 35 de su manual, Darby y Flatman (1994) dicen respecto a la función de reducción de pesos que el exponente 3 y el rango 20 (los valores recomendados) son un compromiso entre permitir que los datos recientes tengan más influencia en la estimación y, al mismo tiempo, permitir la participación de los datos históricos. En el mismo texto, en la página 74 describen la función y recomienda su uso para eliminar tendencias o cambios en capturabilidad sin más consideraciones. Respecto al *shrinkage* de  $F$  dicen en la página 76, citando a Shepherd, que si no hay importantes cambios recientes en la  $F$  por edad, el uso de la media de estos valores como valor inicial *no es totalmente estúpido*. ICES (1993) recomienda comenzar con un *shrinkage* con c.v. de 0,5 y, ir depurándolo poco a poco mediante análisis retrospectivo.

Estas recomendaciones son insuficientes para determinar la manera de elegir el valor de estas especificaciones del modelo, y existe muy poca información publicada para entender su papel en el ajuste del XSA. Una excepción es el trabajo mencionado de Shepherd (1999); sin embargo este trabajo se centra en la descripción del método y no aporta soluciones a la fijación de estas especificaciones del modelo. Otros problemas del XSA, como la sobreestimación de la abundancia, mencionado por Patterson *et al.* (2001), o la infravaloración del error de los sobrevivientes (Kell; en Pennington, 1999), son problemas conocidos aunque sus causas no lo sean. El motivo de las simulaciones presentadas en este trabajo es disponer de información de primera mano sobre el comportamiento de estas funciones del XSA y de su efecto sobre los resultados.

Los modelos de simulación han sido usados con relativa frecuencia como apoyo para la investigación pesquera y la gestión de pesquerías; algunas de las aplicaciones más interesantes son: (1) la inclusión de errores, fundamentalmente para incorporar errores de observación en variables asumidas como exactas, como la mortalidad natural, las capturas por edad o la madurez (Restrepo *et al.*, 1992; Kell *et al.*, 1999) (2) como alternativa al diseño experimental, simulando distintas estrategias de gestión y comparando los resultados (Pelletier y Laurec, 1992; Punt, 1993; Patterson, 1998) y (3) como una plataforma para la prueba y validación de modelos (Pope y Shepherd, 1985; ICES, 1991, 1993; Patterson y Kirkwood, 1995; NMFS, 1998, Sampson y Yin, 1998).

En este trabajo se ha pretendido usar los modelos de simulación con un objetivo fundamental, que es analizar el efecto de posibles perturbaciones en los índices de abundancia sobre los resultados XSA. Las perturbaciones de los índices analizados por el modelo de simulación fueron tres: (1) variaciones del error de observación, que nos permiten analizar la sensibilidad del XSA frente a muestreos de distinta calidad, (2) cambios de capturabilidad; el XSA asume que la capturabilidad es constante para cada clase de edad, aunque no es raro que haya cambios en la capturabilidad de la campaña motivados por cambios en el barco o en el comportamiento de la especie (Pennington y Godø, 1995; Swain *et al.*, 2000) y (3) cambios en la época en la que se realiza la campaña. Al mismo tiempo se han analizado las posibilidades del XSA para reducir el

efecto de los distintos errores de los índices de abundancia sobre los resultados mediante el control de los parámetros externos: el *shrinkage* y la función de *reducción de pesos*.

Los tres experimentos propuestos nos muestran las dificultades del XSA para converger en los resultados verdaderos. Resultados similares fueron observados con anterioridad y achacados a un exceso de parámetros, para lo cual se propuso una estrategia de reducción de parámetros (Gavaris, 1988; Darby y Flatman, 1994; Shepherd, 1999). Patterson *et al.* (2001) indican que los modelos como el XSA y el ADAPT necesitan estas reducciones para converger cerca del valor verdadero y que en ausencia de estas restricciones  $F$  tiende a cero y  $N$  tiende a infinito. Estas restricciones son la estimación de  $F$  en la última edad como un promedio de las edades anteriores (en nuestro modelo  $F_9$  es estimado como la media de  $F_6$ ,  $F_7$  y  $F_8$ ) y la suposición de capturabilidad constante por encima de una determinada edad (la edad 6 en la simulación). Estas restricciones producen una considerable reducción del número de parámetros a estimar por el modelo, pasando de un parámetro por cada cohorte y uno por cada clase de edad ( $28+9=37$  parámetros) a un parámetro por cohorte del último año y uno por cada capturabilidad estimada ( $9+6=15$  parámetros en la simulación). Los resultados observados muestran que incluso tras una reducción de parámetros las dificultades para converger en los valores reales persisten. Otra estrategia propuesta para mejorar el ajuste fue la introducción del *shrinkage* (ICES, 1991), que favorece la convergencia forzando la  $F$  por edad del último año hacia una media de los años anteriores; esta aproximación tiene el riesgo de enmascarar las diferencias entre la  $F$  actual y la de los años anteriores.

### **3.4.1 Efecto del aumento del error de los índices de abundancia y papel del *shrinkage***

La carencia en el XSA de una función objetiva explícita dificulta la estimación de los errores de sus resultados; no se pueden aplicar los métodos clásicos como la matriz *hessiana* o el método delta (Press *et al.*, 1992). El XSA sólo incluye el cálculo de los errores de los sobrevivientes mediante el error interno y externo de los estimadores de sobrevivientes; los métodos *Monte Carlo* permiten el cálculo del error de cualquier parámetro estimado por el modelo. Sin embargo cuando se aplican a la estimación del error de los sobrevivientes nos encontramos con que los errores interno y externo infravaloran los errores reales. Los resultados obtenidos en estas simulaciones están determinados por los datos empleados y por las especificaciones fijadas para el XSA (capturabilidad, *shrinkage*, etc) y no pueden ser generalizados, aunque la simulación muestra que la magnitud de esta infravaloración es proporcional al tamaño del error de los índices de abundancia y aumenta con la edad (Figura 3.7).

La posibilidad de los métodos *Monte Carlo* de estimar el error de cualquier resultado del modelo permite analizar la distribución de los errores por año y edad. Una conclusión evidente respecto a la distribución de los errores en el tiempo es que los datos recientes están afectados por un mayor error que los datos históricos, por lo tanto, la incertidumbre sobre el estado actual del stock será relativamente mayor para un mismo nivel de variación de los índices. Por el mismo motivo, las edades mayores también son estimadas con mayor error respecto a las edades menores; en este sentido, una recomendación habitual en la estimación de la tasa de explotación anual es no

incluir en el cálculo de la  $F$  media a la  $F$  estimada de la edad superior (Darby y Flatman, 1994). Los resultados obtenidos confirman la necesidad de hacerlo así.

Con frecuencia ha sido observada en la evaluación de diversos stocks la tendencia de sobreestimar la abundancia al mismo tiempo que se subestima la tasa de mortalidad. Rivard y Foy (1987) analizan 35 stocks del Atlántico oeste y encontraron sobreestima del tamaño en 26 stocks; Gascon (1988) encuentra resultados similares en 44 de 50 stocks analizados; Sinclair *et al.* (1991) analizan en profundidad siete stocks del área de Terranova encontrando en todos ellos el mismo problema. Este comportamiento ha sido puesto de manifiesto mediante el análisis retrospectivo, que es un método para destacar inconsistencias sistemáticas entre resultados del modelo conforme se van retirando años del modelo. Se dice que existe problema retrospectivo cuando varias estimaciones para un mismo año no coinciden y esta inconsistencia sigue un patrón de sesgo sistemático, no aleatorio (Mohn, 1999). Se han estudiado las causas de este problema y se ha observado que es independiente del modelo aplicado (Laurec-Shepherd, ADAPT, XSA, etc), y aunque el sesgo en cualquiera de los datos de entrada puede ser responsable de un determinado patrón de sesgo en los resultados, la hipótesis que se ha manejado con más frecuencia es que se deba a un cambio temporal de un parámetro que se asume constante: la capturabilidad en el caso de la calibración de los APV (Evans, 1996; Mohn, 1999), el patrón de pesca en los modelos separables (Pope y Shepherd, 1982) o ambos en los modelos estadísticos integrados como el ICA (Patterson, 1999b) o “Stock Synthesis” (Methot, 2000).

El *shrinkage* hacia la  $F$  del último año fue introducido por el grupo de métodos (ICES, 1993) con el fin de suavizar el problema retrospectivo. El *shrinkage* consiste en incluir en la predicción un estimador de baja variabilidad, aunque con el coste de un aumento del sesgo. En el modelo de simulación se usó la  $F$  media de los 5 últimos años como un estimador de la  $F$  del último año y aunque el peso de este estimador en el modelo es bajo ( $cv=1$ ), se mostró útil para reducir el error de los resultados (Tabla 3.2) y para reducir el problema retrospectivo.

Un mayor peso del *shrinkage*, por ejemplo 0,5, daría más consistencia al ajuste reduciendo sus errores, aunque reduciría el peso de la información aportada por los índices de abundancia, que son los que marcan las tendencias temporales de la abundancia. Si la tasa de mortalidad por pesca se ha mantenido constante en los últimos años, como es el caso de esta simulación, el *shrinkage* proporciona un mejor ajuste. Sin embargo, en las poblaciones naturales la tasa de explotación suele cambiar y el *shrinkage* puede ser la causa de sesgo en los resultados. Uno de los objetivos del modelo es estimar la tasa de mortalidad por pesca del último año, así que si incorporamos la mortalidad media de los años anteriores, que es lo que hace el *shrinkage*, estamos enmascarando una posible tendencia.

El *shrinkage* debe de ser aplicado con cuidado porque podemos estar mejorando la precisión de los resultados a costa de introducir sesgo. Por lo general, en los grupos de trabajo se aplican niveles de *shrinkage* por debajo de 1 aunque no es frecuente que la decisión vaya acompañada de una justificación objetiva, sino que dependen de la reducción del problema retrospectivo y de la experiencia del grupo. Los modelos de simulación son una manera de afrontar este problema ya que permiten analizar la relación entre distintos niveles de *shrinkage* y la variabilidad de la mortalidad por pesca de los años recientes.



Las simulaciones muestran que el patrones retrospectivos acentuados, no están motivados exclusivamente por cambios en alguna cantidad asumida como constante por el modelo tal como proponían Evans (1996) y Mohn (1999), sino que existe una tendencia natural del modelo a converger en una solución ligeramente sesgada, al menos eso es lo que se deduce de trabajar con la población simulada (Apéndice II). Esta tendencia parece estar causada, al menos en parte, por la falta de sensibilidad de las cabeceras de las cohortes (los sobrevivientes) respecto a la convergencia del modelo, y se ve incrementada en presencia de error en los índices de abundancia; cuanto mayor es el error mayor será el patrón retrospectivo (Figura 3.5). Ni la reducción de parámetros en nuestro modelo, ni el *shrinkage* a la  $F$  media, son suficientes para conseguir una convergencia en los valores verdaderos, lo cual nos indica que incluso cuando la capturabilidad real es constante, el modelo puede fallar en las variables más sensibles (edades mayores y últimos años) dando lugar a patrones retrospectivos marcados. Una cuestión que permanece sin aclarar es el porqué de esta tendencia se decanta hacia la sobreestimación de la abundancia y la consiguiente infraestimación de la  $F$  mientras que el caso contrario es raro.

### **3.4.2 Efecto del cambio de capturabilidad y la función de reducción de pesos sobre la estabilidad del modelo**

La inconsistencia del patrón retrospectivo se ha mostrado como una de los principales problemas en la aplicación de los modelos estructurados por edades a la evaluación de pesquerías. Se ha observado frecuentemente que existe una tendencia sistemática al sesgo en la estimación de la abundancia y de la tasa de mortalidad por pesca en los resultados de los modelos estructurados por edades. Además se ha observado que es más frecuente que estos sesgos consistan en sobrestimación de la abundancia e infraestimación de la tasa de mortalidad por pesca (Rivard y Foy, 1987; Gascon, 1988; Sinclair *et al.*, 1991; ICES, 1991, 1993 Mohn, 1999) siendo el caso opuesto más raro.

El problema no parece ser específico de un método de evaluación concreto, lo cual no es sorprendente ya que los distintos métodos comparten similares suposiciones (Darby y Flatman, 1994; Gavaris, 1999a). Según Sinclair *et al.* (1991) la inconsistencia del patrón retrospectivo podría ser el resultado de sesgos en las estimaciones de capturas, tendencias en capturabilidad, mala estimación de la mortalidad natural o del patrón de explotación, o una combinación de ellos. Mohn (1999) analiza por separado estas posibles fuentes de error, encontrando que todas ellas pueden ser responsables, y concluye que cualquier perturbación que acentúe el patrón retrospectivo también causa una tendencia temporal en la capturabilidad estimada.

Aunque los distintos modelos estructurados por edades, como el ADAPT o el XSA compartan la misma estructura fundamental: la relación de capturabilidad y la ecuación de Baranov, existen otras relaciones que deben ser especificadas en el planteamiento del modelo y que tienen efectos sobre sus resultados (Darby y Flatman, 1994). Estas condiciones se pueden agrupar en dos tipos: aquellas destinadas a reducir el número de parámetros necesarios, que incluyen asunciones acerca de la capturabilidad y de la estimación de la mortalidad por pesca de las edades mayores, y aquellas destinadas a promediar con más o menos peso los datos más recientes; éstos serían el *shrinkage* y la función de *reducción de pesos*. Los mecanismos para la reducción del número de

parámetros son comunes en ambos modelos, sin embargo, los mecanismos para modificar el peso de los distintos datos son específicos del XSA.

En general, los trabajos que estudian las causas de las tendencias en el patrón retrospectivo se han enfocado fundamentalmente sobre el ADAPT (Sinclair *et al.*, 1991; Mohn, 1993, 1999) mientras que los trabajos centrados en el XSA se reducen a los de los Grupos de Trabajo de Métodos del ICES (ICES, 1991, 1993), donde se introduce el *shrinkage* como un elemento de estabilidad del modelo ya que estabilizan el patrón retrospectivo. En el experimento de cambio en la capturabilidad no se probaron distintas alternativas de *shrinkage* sino que se mantuvo al mismo nivel que en las anteriores simulaciones, ( $cv=1$ ). Como ya hemos dicho anteriormente, es obvio que el aumento del peso del *shrinkage* habría reducido tendencias en el patrón retrospectivo, puesto que la  $F$  real se ha mantenido constante a lo largo de toda la simulación. En esta situación los efectos del *shrinkage* sólo pueden ser beneficiosos, sin embargo, en las poblaciones naturales explotadas la  $F$  no suele ser constante; incluso en aquellas pesquerías que se gestionan con una estrategia de  $F$  constante es importante que el modelo nos permita comprobar hasta que punto la  $F$  del último año es similar a la de los años anteriores. La capacidad para establecer esta diferencia se ve reducida por el *shrinkage*, por lo tanto, es necesario buscar un equilibrio entre el peso del *shrinkage* y la variabilidad de éstas  $F$ s recientes.

Los modelos basados en el análisis de población virtual, como el XSA o el ADAPT tienen una tendencia marcada a sobreestimar la abundancia y subestimar la tasa de mortalidad por pesca. El *shrinkage* ayuda a estabilizar los resultados alrededor de los valores históricos, lo cual constituye un apriorismo. La inclusión en el análisis de cualquier tipo de apriorismo introduce el riesgo de sesgo, tanto en los parámetros calculados como en la de sus varianzas (Patterson *et al.*, 2001). La determinación del número de años y del peso que éstos tendrán en el *shrinkage* son decisiones convenientes a la hora de aplicar el modelo. En la simulación con cambio en capturabilidad se empleó el *shrinkage* con peso 1 (en escala logarítmica) respecto a la  $F$  de los últimos 5 años.

La elección de los parámetros de la función de reducción de pesos también puede verse como un dilema donde la mejor opción es el peso constante para todos los datos siempre y cuando no haya cambios de capturabilidad. Si existen tendencias en la capturabilidad, lo cual es una significativa violación de los supuestos del modelo, la función puede ser útil para eliminarlas dando mayor valor a los datos más recientes.

Los modelos de simulación son unas herramientas útiles para buscar las mejores especificaciones del modelo (reducción de pesos, *shrinkage*, etc) ya que permiten probar las respuestas frente a distintas alternativas y violaciones de los supuestos del modelo. Cuando existen cambios o tendencias de capturabilidad, o se sospecha que pueda haberlos, una posibilidad que permite el XSA es la de reducir la participación de los índices de abundancia más antiguos mediante la función definida por dos constantes; la primera, el exponente, determina si hay o no reducción de pesos y si esta es lineal, cuadrática o cúbica, y la segunda, el rango, determina el número de años que participan en el análisis (Ecuación 3.7).

Los resultados de las simulaciones muestran que la reducción del *rango* proporciona resultados menos sesgados ante un cambio de capturabilidad y que el modelo registra

más rápidamente ese cambio. Estos resultados muestran el camino para un análisis que permita establecer si un determinado stock está sometido a variaciones de capturabilidad. El estudio consistiría en un análisis retrospectivo combinado con una reducción del rango, lo que proporcionará una estimación de la tendencia temporal en la capturabilidad estimada. La elección del tamaño del rango es la decisión fundamental para el análisis; rangos pequeños proporcionan una alta resolución pero reducen la calidad del ajuste del modelo. Shepherd (1999) recomienda no aplicar el XSA si no se dispone al menos 5 años de índices de abundancia, lo cual podría ser un mínimo para el tamaño del rango. Mohn (1999), que plantea un análisis similar para el ADAPT, recomienda tamaños de ventana sobre 1'2-1'5 veces el número de edades. Una opción intermedia sería probar primero con un número pequeño, 5, y aumentarlo progresivamente si no se aprecian tendencias claras o si el ajuste del modelo es malo. Este tipo de análisis no se hacen habitualmente en los grupos de trabajo, sin embargo podrían ayudar a determinar los valores de la función de ponderación estableciendo el límite del rango si hay un cambio de capturabilidad o reduciendo el peso de los años más antiguos si se observan tendencias.

El análisis de capturabilidad tal como ha sido descrito es un complemento fundamental al análisis retrospectivo realizado de un modo rutinario en los grupos de trabajo. Éste suele hacerse sobre la biomasa frezante, la tasa de mortalidad por pesca y el reclutamiento. Sin embargo, los resultados de nuestra simulación muestran que el análisis retrospectivo de estos parámetros puede proporcionar resultados confusos: (a) la tendencia del XSA a sobreestimar la abundancia reduce la capacidad del modelo para reconocer los cambios de capturabilidad y, por lo tanto, muestra unos resultados sin tendencias en el patrón retrospectivo a pesar del fuerte aumento de capturabilidad (Figura 3.10, biomasa frezante y F media en la columna de la izquierda). Esta falta de tendencia en el patrón retrospectivo puede dar la falsa impresión de coherencia, sin embargo, un análisis de rango corto nos pone de manifiesto la tendencia en la capturabilidad ( $q$ ), que no ha sido detectada por el modelo. (b) El otro resultado confuso se puede observar en la Figura 3.11 (biomasa frezante y F media en la columna de la izquierda), donde los resultados más antiguos, anteriores al cambio de  $q$  en 1991, muestran una sobreestimación de la abundancia y una infravaloración de la F media. Es frecuente que los análisis retrospectivos se hagan tomando como referencia las estimaciones actuales aún admitiendo que la parte convergente del VPA no necesariamente representa el estado real de la población (Sinclair *et al.*, 1991; Mohn, 1993), sin embargo, los resultados observados muestran que para compensar el cambio de  $q$ , se produce un sesgo en la estimación de parámetros de los años anteriores al cambio de  $q$ , y que este sesgo es mayor para la estimación actual.

Estos dos resultados confusos responden a un mismo cambio de capturabilidad, aunque de signo contrario. La diferente respuesta se explicaría por la tendencia del APV a sobrestimar la abundancia y subestimar la F, especialmente en las cabeceras de las cohortes, tal como se había observado en la Figura 3.8. Esta tendencia se puede atenuar mediante el *shrinkage*, sin embargo los resultados obtenidos indican que la ausencia de tendencias en el patrón retrospectivo no significa necesariamente que el ajuste del modelo sea mejor, con lo cual se sugiere que el *shrinkage* sea usado con precaución, especialmente si existen dudas sobre las tendencias recientes de F.

### 3.4.3 Efecto de la época de realización de la campaña

Los dos experimentos primeros aclararon de qué manera responde el XSA frente a errores de observación de los índices de abundancia y frente a errores de proceso, como pueden ser cambios de capturabilidad. Los resultados evidenciaron las dificultades del XSA para converger en la solución correcta y nos ayudan a entender de que manera se pueden usar ciertas opciones del XSA, como son el *shrinkage* y la *reducción de pesos* para mejorar el ajuste del modelo. Esta capacidad de los modelos de simulación para incorporar errores en las observaciones y en los procesos no fue suficiente para cuantificar el efecto de la época de la campaña sobre los resultados. Sin embargo, el análisis realizado parece indicar que el retraso de la campaña debería suponer un aumento del error en los resultados del modelo, aumento que de existir no estaría cuantificado por el XSA. Buscar la manera de cuantificar este error es un trabajo que queda para el futuro.

### 3.4.4 Limitaciones de los resultados

En general, todas las simulaciones realizadas muestran distintos aspectos sobre la manera cómo el modelo reacciona a distintas perturbaciones relacionadas con la incertidumbre en los índices de abundancia por edad. Aunque todas estas simulaciones permiten establecer ciertos patrones en la respuesta a la variación de los índices de abundancia, en el cambio de capturabilidad o en la época de realización de la campaña, todas estas conclusiones deben de tomarse con precaución, especialmente en lo que se refiere a su valor cuantitativo, ya que están condicionadas por las características de la población simulada. Un estudio más completo debería incluir poblaciones con distintas características, tanto en lo que respecta a sus parámetros biológicos (crecimiento, madurez, relación stock-reclutamiento, etc), como en su nivel de explotación (F, selectividad, sobreexplotación, subexplotación, etc). A pesar de las limitaciones del planteamiento los resultados obtenidos son útiles de un modo cualitativo y como base para profundizar en un aspecto fundamental de la evaluación de pesquerías que es el papel de los índices de abundancia por edad en la calibración del Análisis de Población Virtual (APV) y en la valoración de la incertidumbre de sus resultados.



---

## **4 Capítulo III. Incertidumbre en la evaluación del bacalao de Flemish Cap**

*It's ok to be uncertain. It's ok to be ignorant.  
But it's never ok to be certain when you are, in fact uncertain or ignorant*  
(D. J. Orth)

---



---

## 4.1 Introducción

### 4.1.1 El consejo científico y el planteamiento de precaución

Las dificultades para mantener los stocks en sus niveles óptimos de producción, así como las experiencias de stocks colapsados han llevado, a lo largo de los años 90, al desarrollo de un protocolo de gestión de recursos renovables que se conoce como *Planteamiento de Precaución*. El objetivo del *Planteamiento de Precaución* aplicado a la gestión de pesquerías es el uso sostenible a largo plazo de los recursos explotados: prevenir la sobrepesca y recuperar los stocks sobrepescados (FAO, 1995). Este nuevo enfoque condiciona la manera de hacer la evaluación y la presentación de los resultados a los gestores.

El *Planteamiento de Precaución* es una alternativa menos restrictiva que el llamado *Principio de Precaución*, formulado en los años 80 como respuesta a la necesidad de controlar la polución en el origen, incluso en ausencia de pruebas que relacionen las emisiones con los efectos ambientales. El objetivo del *Principio de Precaución* era protegernos de daños ambientales irreversibles causados por la ignorancia. Sin embargo, en la gestión de recursos naturales renovables, dada la gran incertidumbre sobre la respuesta de estos a la explotación, el *Principio de Precaución* era demasiado riguroso ya que sugiere el fin de la explotación, a no ser que exista una certeza científica que garantice la ausencia de daños, algo que rara vez se da. De alguna manera, el *Principio de Precaución* es algo opuesto a la presunción de inocencia en el plano jurídico, que en pesquerías se traduciría como: "no se pueda pescar hasta que se demuestre que la pesca no va a causar daños irreversibles". Esta interpretación tan rígida ha causado desconfianza sobre la aplicación del *Principio* a la gestión de pesquerías; era necesario buscar un planteamiento mas flexible ya que en pesquerías nunca existirá una certeza científica absoluta sobre la ausencia de efectos nocivos y, además, la mayoría de las equivocaciones tienen una alta probabilidad de ser reversibles (Thomson y Mace, 1997).

El origen del *Planteamiento de Precaución* se encuentra en la Declaración de Río (UN, 1992) que en su Principio 15 dice:

*"El Planteamiento de Precaución deberá ser aplicado por los estados para proteger el medio ambiente. Donde haya riesgo de daños serios o irreversibles, la falta de conocimiento científico no será usada como una razón para retrasar la toma de medidas efectivas que nos protejan de la degradación ambiental."*



El *Planteamiento de Precaución* es más flexible que el *Principio* ya que incorpora consideraciones socio-económicas, la sostenibilidad del recurso a largo plazo y no exige el cierre de pesquerías en presencia de incertidumbre. Este protocolo ha sido desarrollado para su aplicación a la gestión de pesquerías al amparo de las Naciones Unidas bajo distintos acuerdos vinculantes y no vinculantes:

- 1- *La Convención de las Naciones Unidas sobre la Ley de Mar de 1982*, que promueve varios mecanismos para la gestión responsable de los recursos marinos y que fue ratificada en 1994. La convención no hace ninguna referencia explícita al *Planteamiento de Precaución* pero proporciona el marco general y los mecanismos para promover la pesca responsable.
- 2- *El Código de Conducta para la Pesca Responsable de FAO de 1995*, es un acuerdo no vinculante que establece seis temas clave generales sobre la pesca responsable, donde el planteamiento de precaución está prácticamente presente en todos ellos. Estos temas clave son: (1) gestión pesquera, (2) operaciones pesqueras, (3) acuicultura, (4) gestión integrada de recursos costeros, (5) comercio e (6) investigación. En lo que se refiere a la gestión de pesquerías, el artículo 7.5 establece que: “*Los estados deben aplicar el Planteamiento de Precaución a la conservación, gestión y explotación de los recursos acuáticos vivos para protegerlos y preservar su ambiente*”
- 3- *Acuerdo para Promover el Cumplimiento de las Medidas Internacionales de Conservación y Ordenación por los Buques Pesqueros que Pescan en Alta Mar (Acuerdo sobre el Cumplimiento) de 1995*, es considerado una parte integral del Código de Conducta y especifica la obligación para las partes firmantes, cuyos barcos pescan en alta mar, de asegurar que estos barcos no violen las medidas para la gestión y conservación de las pesquerías internacionales
- 4- *Acuerdo para la Aplicación de la Provisión de la Convención de las Naciones Unidas sobre la Ley del Mar del 10 de noviembre de 1982 respecto a la Conservación y Gestión de stocks Multinacionales y Altamente Migratorios de 1995*. Ratificado en 2001, el acuerdo, basado en la Ley del Mar, establece que los estados deben cooperar para asegurar la conservación y promover el objetivo de la utilización óptima de los recursos dentro y fuera de la zona económica exclusiva.

Varios han sido los aspectos del Planteamiento de Precaución desarrollados hasta el momento, pero los más relevantes con respecto al presente trabajo son los siguientes: (a) definición de sobrepesca, incorporando puntos de referencia objetivo y límite, y (b) la incorporación de la incertidumbre en la evaluación y la gestión.

#### **4.1.1.1 Sobrepesca y Puntos de Referencia (PR)**

Un Punto de Referencia Biológico es una medida del estado de un stock desde una perspectiva biológica. Los Puntos de Referencia Biológicos reflejan la combinación de varios componentes de la dinámica del stock (crecimiento, reclutamiento, mortalidad, etc) en un único índice; este índice es habitualmente expresado como una tasa de mortalidad por pesca (F) o como un nivel de biomasa (Gabriel y Mace, 1999). La función fundamental de este índice es servir como indicadores cuantitativos de los objetivos de la gestión, que son fundamentalmente dos: la obtención del máximo de capturas a largo plazo y evitar la sobrepesca.

Según Gulland, 1983, existen dos tipos de sobrepesca, sobrepesca de crecimiento y sobrepesca de reclutamiento; hablamos de sobrepesca de crecimiento cuando los peces son capturados antes de que hayan tenido tiempo de alcanzar la talla óptima. Este óptimo viene determinado por el equilibrio entre las pérdidas de biomasa debidas a la pesca y la mortalidad natural, y las ganancias debidas al crecimiento individual; este problema se puede analizar mediante el modelo clásico de “Rendimiento por recluta” (Beverton y Holt, 1957), que nos permite determinar la talla a la que se debe de empezar a pescar y la intensidad de pesca que se debe de aplicar para obtener el máximo rendimiento.

La sobrepesca de reclutamiento sucede cuando un stock es pescado con tanta intensidad que su tamaño disminuye por debajo de un nivel en el cual la capacidad para producir nuevos reclutamientos no es suficiente como para compensar las pérdidas por pesca (Gulland, 1983). La sobrepesca de reclutamiento es más grave que la de crecimiento ya que de mantenerse de un modo continuado puede conducir al colapso del stock. Una de las principales funciones del Planteamiento de Precaución es protegernos frente a la sobrepesca de reclutamiento, incluso cuando se desconoce el tamaño del stock a la que ésta se produce (Rosenberg y Restrepo, 1996).

El *Planteamiento de Precaución* propone, mediante los acuerdos mencionados antes, dos tipos de puntos de referencia precautorios para la gestión: límite o de conservación, y objetivo o de gestión (UN, 1995). Los puntos límite y objetivo son referencias, normalmente expresadas en forma de tasa de mortalidad por pesca o biomasa, que proporcionan una marca con la cual comparar el estado del stock y el estado de la explotación y que pueden ser usados como guía para su gestión (FAO, 1995). Se calculan a partir de información sobre la historia de la pesquería, por lo tanto son específicos para cada stock y constituyen la principal referencia para la gestión de cada stock dentro del marco del *Planteamiento de Precaución*. Los puntos de referencia biológicos descritos anteriormente, relacionan los objetivos de la gestión del recurso con la dinámica de la población.

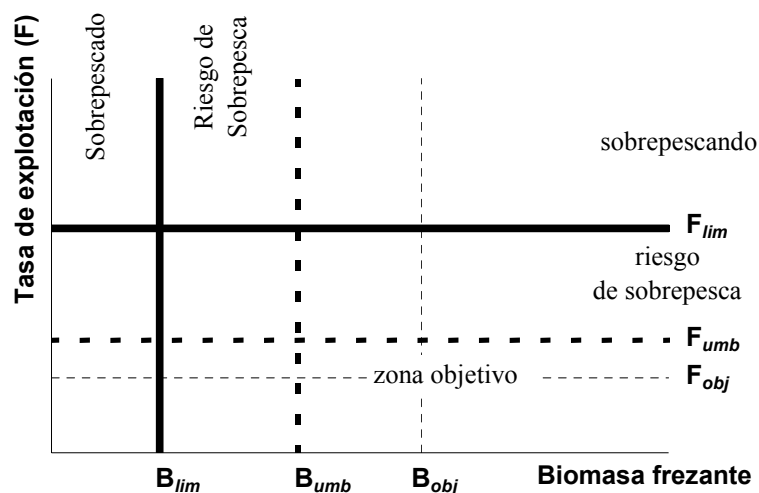


Figura 4.1 .- Definición de sobrepesca mediante puntos de referencia. Marco de regulación general con los tipos de puntos de referencia y su significado.

Los **puntos de referencia límite**, o de conservación establecen fronteras diseñadas para mantener la explotación dentro de unos límites biológicos seguros, dentro de la cual el stock puede producir el máximo rendimiento sostenible (UN, 1995). Si la tasa de mortalidad por pesca ( $F$ ) se encuentra por encima de su límite de referencia entonces el stock **está siendo sobrepescado** y debería restablecerse a sus límites seguros;  $F_{lim}$  es el límite de mortalidad por pesca que debe de ser evitado con alta probabilidad porque está asociado con una dinámica incierta o con el colapso del stock. Si la biomasa frezante está por debajo de su límite establecido, entonces se dice que el stock **está sobrepescado** y por lo tanto está en peligro la productividad del stock y los gestores deben de tomar medidas para reestablecer el stock dentro de los límites seguros (Figura 4.1 )

Los **puntos de referencia objetivo** , o de gestión, identifican el estado deseable del stock, por lo tanto son la cuantificación de los objetivos ideales de la gestión. La idea básica sobre el uso de los puntos de referencia en el *Planteamiento de Precaución* es que los *puntos de referencia objetivo* deberían establecerse suficientemente lejos de los *puntos de referencia límite*, de tal manera que estos límites sean evitados con alta probabilidad y los puntos de referencia objetivos sean conseguidos en promedio (Restrepo *et al.*, 1999).

García (1996) añade un tercer punto de referencia de gestión, distinguiendo entre **límite**, **umbral** y **objetivo** en el contexto del *Planteamiento de Precaución*: los puntos límite no deberían ser alcanzados nunca y si lo fueran, se deberían aplicar medidas severas de corrección. Los puntos objetivo se definen como el estado deseable al que deben de tender las medidas de gestión y los puntos umbral servirían para indicar que nos aproximamos a un punto límite y que algún tipo de acción, previamente acordada, debería ponerse en marcha. Los puntos umbral tienen la función de establecer que haya una alta probabilidad de que los puntos límite no sean superados inadvertidamente debido a algún tipo de incertidumbre en el análisis. Los puntos umbral añaden precaución a la gestión y son particularmente útiles para recursos o situaciones de alto riesgo (García, 1996). Este planteamiento es el seguido por NAFO para la definición de sus puntos de referencia *buffer* (Serchuk *et al.*, 1997; NAFO, 2003), por ICES en los puntos *pa* (ICES, 1997a) y por ICCAT en los puntos *thresholds* (ICCAT, 1999).

#### *El Planteamiento de Precaución en NAFO*

NAFO es un organismo internacional que tiene por objetivo la utilización óptima, la gestión racional y la conservación de los recursos pesqueros en el Área de Convención ([www.nafo.ca](http://www.nafo.ca)). El Área de Convención de NAFO se encuentra en el noroeste atlántico lindando con la Zona Económica Exclusiva de EEUU, Canadá, Francia y Groenlandia (Figura 4.2). NAFO regula 23 stocks que se encuentran totalmente o en parte en su jurisdicción. NAFO se organiza mediante el Consejo general, la Comisión Pesquera y el Consejo Científico, para separar las labores administrativas y de coordinación, la conservación y gestión de los recursos y el proceso científico respectivamente. El Consejo Científico, a petición de la Comisión Pesquera y de los estados costeros, se encarga de la información científica relacionada con los stocks, y de su evaluación. Este consejo científico se presenta anualmente a la Comisión Pesquera un informe detallado sobre el estado de los recursos, y ésta es la responsable de las medidas de gestión publicadas anualmente (“Conservation and Enforcement Measures”).

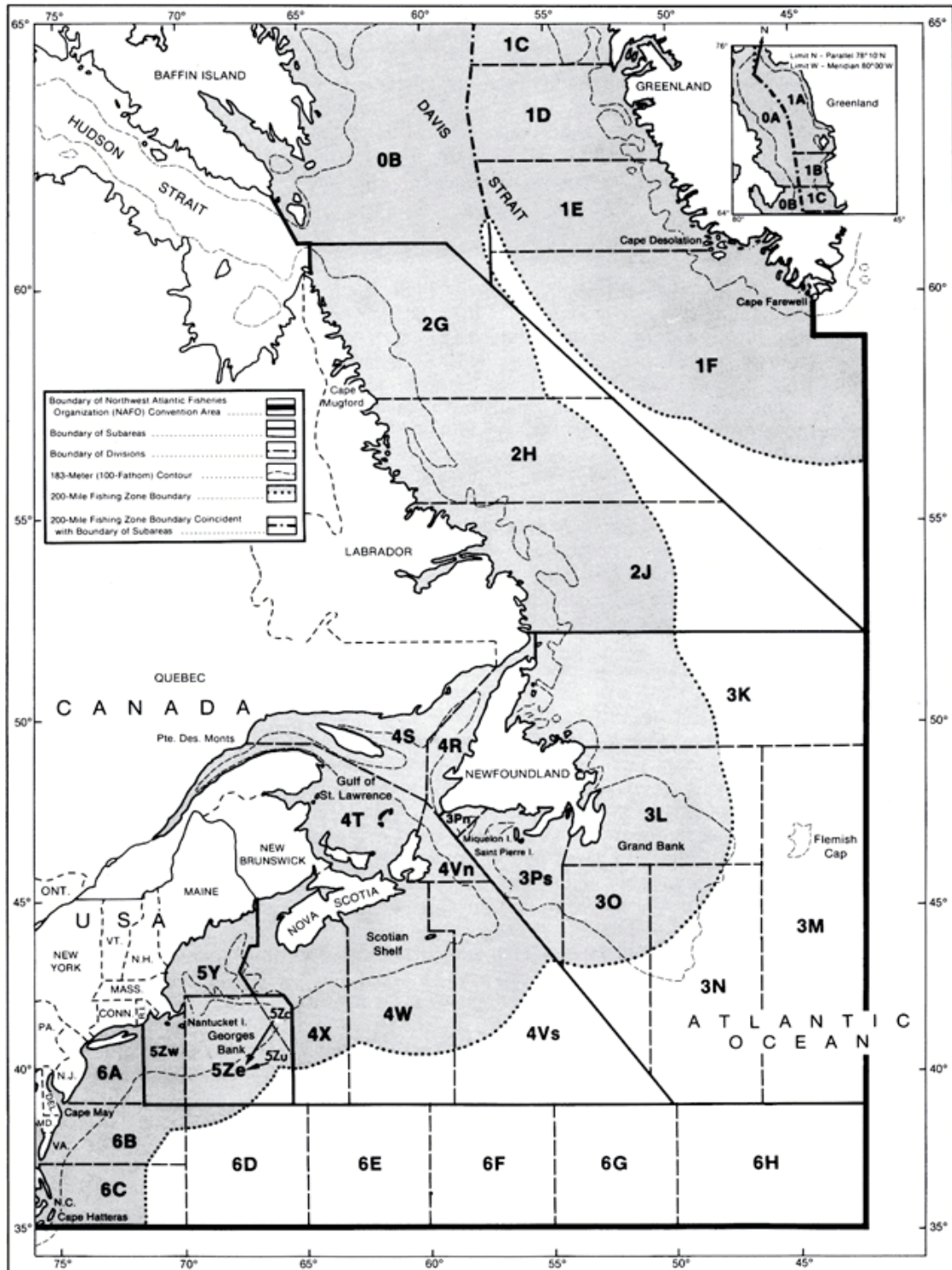


Figura 4.2.- Área de regulación de NAFO. La zona sombreada representa la Zona Económica Exclusiva, las 200 millas alrededor de los estados ribereños, y la línea discontinua representa la línea batimétrica de 100 brazas (183 m). El área de regulación está estructurada en 7 subáreas (de 0 a 6), cada una de las cuales está formada por varias divisiones. Flemish Cap se encuentra en la división 3M.

La necesidad de incorporar el Planteamiento de Precaución por parte de los organismos responsables de la gestión creó un conflicto de responsabilidades entre los distintos estamentos de NAFO, particularmente sobre el papel del organismo asesor (Consejo

Científico) frente al organismo gestor (Comisión Pesquera). En una reunión del Consejo Científico de NAFO en 1998 (NAFO, 1998) se discutió el papel de los investigadores respecto a la aplicación del Planteamiento de Precaución en la evaluación de pesquerías, cuyas tareas fueron definidas por el WGPA (Grupo de Trabajo sobre el Planteamiento de Precaución) como:

- 1- Determinación del estado del stock
- 2- Clasificación del estado del stock respecto a las zonas de biomasa y F
- 3- Cálculo de los puntos de referencia límite y los márgenes de seguridad
- 4- Descripción y caracterización la incertidumbre asociada con el estado actual y futuro estado del stock respecto a los puntos de referencia
- 5- Realización de análisis de riesgos

Mientras que las tareas de la Comisión Pesquera son:

- 1- Especificar objetivos de gestión, elegir puntos de referencia objetivo y establecer puntos de referencia límite.
- 2- Especificar estrategias de gestión (acciones a tomar) para las distintas zonas, tanto de biomasa como de mortalidad por pesca.
- 3- Especificar los plazos para la recuperación de stocks y estabilización de mortalidad por pesca que asegure la recuperación del stock y/o evite el colapso.
- 4- Especificar el nivel aceptable de riesgo usado para evaluar las posibles consecuencias de las acciones de gestión.

El Consejo Científico de NAFO reconoce la necesidad de ajustar y proporcionar el dictamen científico al *Planteamiento de Precaución* y propone un marco provisional (Serchuk *et al.*, 1997), basándose en el anexo II del *Acuerdo sobre stocks transnacionales* (UN, 1995), que en el párrafo 7 establece:

*“La tasa de mortalidad por pesca que genera el máximo rendimiento sostenible debería ser vista como el mínimo estandar usado como punto de referencia límite. Para stocks no sobrepescados, la estrategia de gestión deberá asegurar que la F aplicada no sobrepase la F que corresponde con el máximo rendimiento sostenible y que la biomasa no caiga por debajo de un umbral predefinido. Para stocks sobrepescados, la biomasa que produce el máximo rendimiento sostenible (MSY) puede servir como un objetivo de recuperación”*

El planteamiento inicialmente propuesto (Serchuk *et al.*, 1997) nunca fue formalmente aceptado por la Comisión Pesquera que encontró algunas carencias: no aclaraba si la pesca debía detenerse por debajo de  $B_{lim}$  o  $B_{buf}$ ; no aclaraba por qué razón  $F_{lim}$  debía ser  $F_{msy}$ ; no entendía el decrecimiento lineal de F entre  $B_{target}$  y  $B_{buf}$ ; no consideraba la posibilidad de TACs estables ni consideraba situaciones multiespecíficas. Este marco fue revisado y modificado por el Consejo Científico de NAFO (NAFO, 2003), que plantea el nuevo marco (Figura 4.3) que trata de afrontar algunas de estas cuestiones.

En stocks para los que el Consejo Científico haya realizado análisis de riesgo, los márgenes de confianza ( $F_{buf}$  y  $B_{buf}$ ) se establecen mediante los niveles de riesgo especificados por la Comisión Pesquera. Para stocks donde el análisis de riesgo no es posible, la Comisión Pesquera especificará los márgenes de confianza.

Las definiciones de los puntos de referencia de gestión basados en la mortalidad por pesca y biomasa (Figura 4.3) quedan de la siguiente manera:

**F<sub>buf</sub>**- una tasa de mortalidad por pesca inferior a F<sub>lim</sub>, requerida en ausencia de un análisis de la probabilidad de que la F actual o proyectada exceda F<sub>lim</sub>. En ausencia de este análisis F<sub>buf</sub> debe de ser especificada por los gestores satisfaciendo el requisito de que haya una baja probabilidad de exceder F<sub>lim</sub>. Cuanto más incierta sea la evaluación mayor debería ser la distancia de amortiguación.

Cuando el stock está por encima de  $B_{buf}$  y la mortalidad por pesca por debajo de  $F_{buf}$  los gestores tendrán flexibilidad para seleccionar una tasa de mortalidad por pesca dirigida a alcanzar los objetivos de gestión, que sólo estaría limitada por las restricciones aplicadas a los puntos de referencia  $lim$  y  $buf$ ., baja probabilidad de superar  $F_{lim}$  y muy baja probabilidad de caer por debajo de  $B_{lim}$  en un futuro próximo.

**B<sub>lim</sub>**.- Un nivel de biomasa por debajo del cual la productividad del stock estaría seriamente amenazada, que debería tener una muy baja probabilidad de ser violado.

**B<sub>buf</sub>**.- una biomasa superior a B<sub>lim</sub>, requerida en ausencia de un análisis de probabilidad de que la biomasa actual o proyectada caiga por debajo de B<sub>lim</sub>. En ausencia de este análisis, B<sub>buf</sub> debe de ser especificada por los gestores satisfaciendo el requisito de que haya una muy baja probabilidad de que B<sub>lim</sub> sea

excedido. Cuanta mayor sea la incertidumbre en la evaluación, mayor será la zona de amortiguación.<sup>1</sup>

Este marco, también incluye las estrategias de gestión a seguir en función del estado del stock y de la explotación, así como los plazos y niveles de riesgo aceptables. Así, en la Figura 4.3 se pueden distinguir 5 zonas; las correspondientes acciones serían:

*Zona 1 (Zona Segura).*- seleccionar  $F$  de tal manera que haya baja probabilidad de exceder  $F_{lim}$  y muy baja probabilidad de caer por debajo de  $B_{lim}$ .

*Zona 2 (Zona de Sobrepesca).*- reducir  $F$  bajo  $F_{buf}$

*Zona 3 (Zona de Precaución).*- cuanto más cerca se esté de  $B_{lim}$  menor será la  $F$  aplicada para poder asegurar una muy baja probabilidad de caer por debajo de  $B_{lim}$  en un futuro próximo.

*Zona 4 (Zona de Peligro).*- Reducir  $F$  bajo  $F_{buf}$  con criterios iguales a los de la zona de precaución.

*Zona 5 (Zona de Colapso).*- seleccionar  $F$  tan próxima a 0 como sea posible.

El nuevo marco (Figura 4.3) incorpora algunas de las mejoras sugeridas (NAFO, 2003), ya que, primero, permite la pesca por debajo de  $B_{buf}$  aunque con las restricciones que aseguren que la probabilidad de que la biomasa caiga por debajo de  $B_{lim}$  en un futuro predecible sea muy baja ( $\leq 5-10\%$ ); sin embargo, por debajo de  $B_{lim}$  la mortalidad por pesca debe de ser lo más próxima posible a cero; segundo, el nuevo marco mantiene  $F_{lim}$  como  $F_{msy}$  y tercero, la mortalidad por pesca objetivo ( $F_{target}$ ) se convierte en un valor flexible, a decidir por los gestores mientras el stock permanezca en la *Zona Segura* (Figura 4.3).

Uno de los principales avances del marco propuesto es que si la evaluación del stock proporciona una  $F$  o una biomasa, actual o futura, con su distribución de probabilidad, es decir, un análisis de riesgo que proporcione la probabilidad de traspasar los límites, El stock puede ser evaluado de una manera probabilística frente a su respectivo punto *límite* sin necesidad de establecer puntos *buffer*. De esta manera la identificación e incorporación de la incertidumbre a los resultados de la evaluación cobra una importancia que, aunque ya estaba presente en los textos iniciales del Planteamiento de Precaución (FAO, 1995; 1996; Caddy y Mahon, 1995), no estaba claramente explícita en el marco de precaución de NAFO.

#### **4.1.1.2 Gestión bajo incertidumbre**

El segundo aspecto importante del *Planteamiento de Precaución* es el tratamiento de la incertidumbre en la gestión de pesquerías. El *Planteamiento de Precaución* en la

---

<sup>1</sup> El Consejo Científico de NAFO propone que se entienda por “baja probabilidad” como “ $\leq 20\%$ ” y “muy baja probabilidad” como “ $\leq 5\%$ ” aunque reconoce que el nivel real debe de ser especificado por los gestores (NAFO 2003).

ordenación pesquera ha aparecido tras varias décadas de experiencia en la gestión de recursos vivos que incluyen importantes fracasos; Stephenson y Lane (1995) encuentran mas fracasos que aciertos en la gestión reciente. La gestión de los recursos vivos se caracteriza por grandes incertidumbres, y la falta de la suficiente cautela ante esas incertidumbres ha provocado algunos resultados indeseables con importantes colapsos de algunos stocks (Hilborn y Peterman, 1996). El Acuerdo sobre los Stocks Multinacionales (UN, 1995) establece en su artículo 6.2 y 6.3 que:

*“Los estados deben de ser más cautelosos cuando la información es incierta, irreal o inadecuada. La ausencia de información científica no será usada como una razón para posponer o evitar la toma de medidas de conservación.*

...

Los estados mejorarán la toma de decisiones en la conservación y gestión de los recursos pesqueros obteniendo y compartiendo la mejor información científica disponible y desarrollando técnicas mejores para tratar con el riesgo y la incertidumbre”

#### *Tipos de incertidumbre*

En el contexto de la gestión de pesquerías, y según Francis y Shotton (1997), la definición más útil de incertidumbre sería: “el conocimiento incompleto sobre los procesos o el estado (pasado, presente y futuro) de la naturaleza” (Caddy y Mahon, 1995). Desde el punto de vista de la gestión de pesquerías, la lista de fuentes de incertidumbre incluye tanto incertidumbre en el cálculo de los puntos de referencia como la evaluación del estado del stock con respecto a esos puntos de referencia. Desde un punto de vista general, incluso en los modelos que mejor describen los procesos ecológicos existen diferencias entre los valores observados y los valores esperados y son numerosos los motivos de estas diferencias. Según McCallum (2000), estas diferencias se deben a la existencia de dos tipos de error asociados a cualquier tipo de modelo ecológico:

- 1- **Error de observación.**- los valores de las variables observadas necesarias para ajustar el modelo pueden ser una estima obtenida a través de una muestra y no el valor poblacional, por lo tanto es improbable que estos valores sean equivalentes al valor real, más bien serán valores aleatorios agrupados alrededor de este valor real, con su correspondiente error de muestreo. Un problema añadido del error de observación es que este puede encontrarse tanto en la variable predictora como en la explicada.
- 2- **Error de proceso.**- es la incerteza que ocurre respecto al valor real de las variables ecológicas; las diferencias entre los valores observados y los esperados pueden tener dos causas: que los parámetros del modelo varíen según el momento o el lugar en que son tomadas las muestras o que la respuesta funcional descrita por el modelo no se ajuste perfectamente a la realidad.

Esta distinción entre tipos de errores es especialmente importante cuando se trata con series temporales dado que los errores de proceso se transmiten a través de la serie, cosa que no sucede con los errores de medición. Si los errores de proceso dominan sobre los de medición, los métodos para ajustar los modelos se complican. Desafortunadamente casi todos los datos ecológicos están sujetos a ambos tipos de error. Si la distribución de probabilidad del error de observación es conocida, o si su varianza puede ser estimada



independientemente del modelo, es técnicamente posible ajustar el modelo con ambos tipos de errores (McCallum, 2000).

Desde el punto de vista de la gestión de pesquerías, la incertidumbre ha sido un importante objeto de estudio, especialmente a partir de los años 90, cuando numerosos autores han tratado de tipificar las distintas fuentes de incertidumbre. Hay varias fuentes de incertidumbre, tanto en el cálculo de los puntos de referencia como en la evaluación del estado del stock con respecto a esos puntos de referencia. Varios autores han clasificado los tipos de incertidumbre en la gestión de pesquerías (Rosenberg y Restrepo, 1994; Caddy y Mahon, 1995; Hilborn y Peterman, 1996; Francis y Shotton, 1997; Charles, 1998).

Siguiendo la clasificación de Rosenberg y Restrepo (1994), que considera 5 tipos de incertidumbre (observación, los procesos, modelos, estimación y aplicación), Francis y Shotton (1997) lo amplían a seis, incluyendo lo que llaman incertidumbre institucional.

1. **Incertidumbre de observación**, que surge de los procesos de recogida de datos mediante la medición y el error de muestreo. Es el error en las cantidades observadas como las capturas, esfuerzos, índices de abundancia de campañas, muestreo de tallas, de edades, de madurez, etc. Cuando se usa el diseño de muestreo se pueden calcular los estadísticos asociados así como estimar tamaños de muestra óptimos (Cochran, 1977), sin embargo permanecen incertezas como en la estimación de los descartes o posibles sesgos en la declaración de capturas (Patterson, 1998). También puede haber sesgos en la estimación de los esfuerzos, que está afectada por cambios ocultos debido al aprendizaje de los pescadores o a la mejora de las tecnologías (Pennington y Godø, 1995). Por otra parte, las estimaciones de abundancia mediante campañas, ya sean acústicas o de arrastre, está asociada a altas varianzas (Gunderson, 1993), no sólo por las dificultades de medición, sino también por la distribución de los peces en el mar, que se agrupan en cardúmenes, formando grandes concentraciones en unas áreas mientras que otras permanecen desocupadas.
2. **Incertidumbre de proceso**, es la estocasticidad de la dinámica de las poblaciones naturales. El ejemplo más claro es la gran variabilidad en el reclutamiento. La variabilidad ambiental es la principal fuente de error de proceso y se manifiesta fundamentalmente como variabilidad en el reclutamiento aunque también puede afectar a otros procesos como la capturabilidad (Swain *et al.*, 2000). Aunque hay procesos que pueden ser modelados estadísticamente para explicar la variabilidad del pasado (Planque y Fredou, 1999; Rothschild, 2000), ha habido poco éxito en la predicción de condiciones ambientales o en la respuesta de las poblaciones de peces suficientemente lejos en el futuro como para ser útiles para la gestión (Basson, 1999; Needle, 2002). Por lo tanto, la variabilidad ambiental es frecuentemente tratada como estocástica, aún cuando se pueda incluir en el modelo.
3. **Incertidumbre del modelo**, que surge de la mala especificación de la estructura del modelo. En el caso de los modelos de producción se ha observado que distintos modelos pueden dar lugar a resultados diferentes (Prager, 1994). Otra fuente potencial de error de modelo incluye la elección del modelo usado para calibrar los VPA, ya que la relación entre índices de abundancia y la abundancia

real puede ser lineal o exponencial (Shelton *et al.*, 2001). La asignación de un valor constante a variables como la mortalidad natural, o los mecanismos de reducción de parámetros en los ajustes de modelos como el XSA o el ADAPT, también condicionan los resultados obtenidos. Un importante y frecuentemente ignorado tipo de incertidumbre de modelo es la estructura del error, que incluye error de observación y variabilidad natural; la estructura del error puede condicionar las inferencias sobre los resultados del modelo (Cadigan y Myers, 2001). El error de modelo puede ser evaluado mediante análisis de sensibilidad aplicando varios modelos al mismo recurso y comparando los resultados; esta práctica raramente se realiza en los procesos rutinarios de evaluación, aunque organizaciones como ICES disponen de un grupo, el Grupo de Métodos, que se dedica a evaluar los distintos métodos y sus posibles mejoras (ICES, 1991; 1993; 1995; 2002; 2003b).

4. **Incetidumbre en la estimación**, es el error en la estimación de las magnitudes de interés en la evaluación (F, SSB, etc.) y surge como consecuencia de la combinación de los errores anteriores. Aunque en el pasado las estimaciones implícitas de este error eran raras, en la actualidad son cada vez más frecuentes y algunos modelos como el ADAPT y el XSA incluyen el error en la estimación de la abundancia de los sobrevivientes.

La mayoría de las evaluaciones y cálculos de puntos de referencia implica una secuencia de análisis complejos que dificultan el cálculo analítico de los errores asociados. El uso de modelos de simulación y de métodos de remuestreo (Bootstrap o Montecarlo) usando la variabilidad medida de los parámetros de entrada en el modelo, permite el cálculo de estos errores (Restrepo *et al.*, 1992; Kell *et al.*, 1999); sin embargo es importante tener en cuenta que muchos modelos de evaluación usan parámetros estimados, como la mortalidad natural, para el cual raramente se cuenta con valores reales. Un ejemplo clásico es el bacalao, para el cual habitualmente se estima una mortalidad natural de 0,2; sin embargo, Sinclair (2001) analiza la bibliografía al respecto encontrando variaciones en distintos cálculos de la mortalidad natural del bacalao del Golfo de San Lorenzo, que oscilan entre 0,07 y 0,34.

Los errores de estimación que surgen de sesgos en las variables de entrada en el modelo son difíciles de detectar. Un claro ejemplo son los errores sistemáticos que suelen aparecer en los análisis de población virtual, que comenzaron a ser detectados con el análisis retrospectivo (Sinclair *et al.*, 1991; Mohn, 1999).

5. **Incetidumbre de aplicación**. Se refiere al fallo en el control de las medidas de gestión y la consecuente incapacidad para cumplir dichas medidas. Un claro ejemplo sería la falsedad en la declaración de las capturas por parte de los pescadores para no ver limitados sus ingresos como consecuencia del cumplimiento de los TAC.
6. **Incetidumbre Institucional**. Surge como consecuencia de la interacción entre individuos o grupos implicados en el proceso de gestión (científicos, economistas, pescadores, etc). Una de las fuentes más importantes de incertidumbre institucional está relacionada con la falta de objetivos (sociales, económicos y políticos) claramente definidos. La comunicación del riesgo

asociado a las distintas alternativas de gestión entre científicos y gestores, está limitada por la falta de objetivos bien definidos (Megrey *et al.*, 1994).

Estos dos últimos tipos de incertidumbre están más relacionados con los procesos de gestión, y no van a ser objeto de este estudio. Dentro de las cuatro primeras clases de incertidumbre hay que distinguir dos tipos: por un lado están la incertidumbre de observación y modelo, que pueden ser reducidas mediante un muestreo más intenso u un mayor esfuerzo de investigación, reduciendo indirectamente la incertidumbre de estimación. Y por otra parte estaría la incertidumbre de proceso, que es irreductible. Por ejemplo, la incertidumbre en el reclutamiento se puede reducir aumentando el muestreo o el esfuerzo investigación, mejorando así el conocimiento de los motivos de sus fluctuaciones, pero no se conseguirá nunca que los reclutamientos dejen de oscilar (Francis y Shotton, 1997). Quizás, la clasificación más simple de tipos de incertidumbre se la debemos a Ulltang (2003), que diferencia entre incertidumbre objetiva e incertidumbre subjetiva.

1. **Incertidumbre objetiva**, surge de la variabilidad natural de los procesos ecológicos. La incertidumbre objetiva limita la capacidad de predecir el comportamiento del sistema.
2. **Incertidumbre subjetiva**, que es debida al conocimiento incompleto que tenemos de un sistema, es decir, a la ignorancia. Puede ser reducida aumentando la calidad de las observaciones o integrando conocimientos y procesos no considerados en las evaluaciones actuales.

Según Hilborn y Walters (1992), el trabajo de evaluación de pesquerías consiste en ayudar a los gestores a tomar decisiones sobre sistemas pesqueros dinámicos sometidos a incertidumbre. La identificación, la cuantificación de estas posibles fuentes de incertidumbre y su inclusión en el consejo científico han sido los principales objetivos de la investigación en los últimos años, cuando se desarrollaron numerosas reuniones y proyectos con el propósito de profundizar en estos aspectos: “Management under uncertainty” (NAFO, 1991); “Risk Evaluation and Biological Reference Points” (Smith *et al.*, 1993); “Objectives and Uncertainties in Fisheries Management” (Flaaten *et al.*, 1998); “Fishery Stock Assessment Models” (Funk *et al.*, 1999); “Confronting Uncertainty in the Evaluation and Implementation of Fisheries-Management Systems” (Stokes *et al.*, 1999); “Estimating Uncertainty in Fish Stock Assessment and Forecasting” (Patterson *et al.*, 2001); “Incorporating Uncertainty into Fishery Models” (Berkson *et al.*, 2002); “Fish Stock Assessment and Predictions: Integrating Relevant Knowledge” (Ulltang y Blom, 2003).

El *Planteamiento de Precaución* está cambiando la manera de evaluar stocks y comunicar el consejo científico sobre el estado de las pesquerías ya que es necesario ser más cautos ante una mayor incertidumbre (UN, 1995). Existen dos caminos de trabajar con incertidumbre: el primero es identificarla y reducirla y el segundo es incorporarla al consejo científico (Ulltang, 2003) Ahora ya no es suficiente con cuantificar el estado del stock, sino que es necesario identificar las potenciales fuentes de incertidumbre, cuantificar de que manera esta incertidumbre está asociada con el estado del stock e incorporarla al consejo científico (Caddy y Mahon, 1995).

En el caso de pesquerías cerradas, con un nivel de biomasa frezante por debajo de la biomasa límite, como es el caso de la pesquería de bacalao de Flemish Cap (Cerviño y Vázquez, 2003), el objetivo de gestión sería la determinación del nivel de biomasa frezante que permitiese la reapertura de la pesquería. El nuevo marco de gestión de NAFO (NAFO, 2003) autoriza la actividad pesquera si el stock se encuentra por encima de  $B_{lim}$  y el nivel de explotación que el stock puede soportar estará determinado por la distribución de probabilidad de la biomasa frezante estimada y por la probabilidad de que ésta se encuentre por encima de  $B_{lim}$ . Si la evaluación del estado del stock incluye una distribución de probabilidad de la biomasa frezante, esta distribución permitirá establecer el riesgo de traspasar la  $B_{lim}$  establecida (Cerviño y Vázquez, 2000), y esta situación constituirá la base para el consejo científico. De no disponer de una distribución de probabilidad, la Comisión Pesquera debería establecer, a propuesta del Consejo Científico, un margen de seguridad alrededor de  $B_{lim}$ , ( $B_{buf}$ ) equivalente a una zona de amortiguación, frente a la cual la biomasa frezante estimada para el bacalao de Flemish Cap pueda ser evaluada (NAFO, 2003).

La incertidumbre alrededor de la estimación del estado actual de la pesquería será determinante a la hora de establecer los criterios que permitan la reapertura del stock a la pesca, y una correcta determinación de su incertidumbre repercutirá en una mejor gestión del recurso.

#### **4.1.2 Historia de la evaluación del bacalao de Flemish.**

Flemish Cap fue una importante pesquería de bacalao en el siglo XX. La posición del banco fue descrita por primera vez en 1750 durante la campaña hidrográfica de M. de Chabert (de la Morandiere, 1962), aunque, dada la profundidad mínima del banco (130 m) y su aislamiento de la plataforma, es poco probable que Flemish Cap constituyese una pesquería importante antes del siglo XX, tras la introducción de la tracción mecánica y de los artes de arrastre (Vázquez, 1991).

La pesquería estuvo bajo el control de ICNAF (International Convention for the Northwest Atlantic Fisheries) desde 1949 hasta 1979, año en que fue sustituida por NAFO (North Atlantic Fisheries Organization), tras la ampliación de la ZEE (zona económica exclusiva) hasta las 200 millas. NAFO es el organismo internacional que se encargó de la gestión racional y la conservación de los recursos pesqueros del Área de la Convención (Figura 4.2). La zona de Flemish Cap se corresponde con la división 3L y la población de bacalao de esta división se encuentra en su totalidad en el Área de Regulación, es decir, fuera de las 200 millas.

Las capturas de peces en el área de ICNAF fueron separadas por divisiones por primera vez en 1953, año en el que comienza a haber información sobre las capturas de bacalao en Flemish Cap (Div. 3L). Las capturas totales registradas para los años 1953 a 1958 son bajas, inferiores a 5 000 t, y la estimación de la edad en las capturas no se hizo de un modo rutinario hasta 1972 (Wells, 1973).

La primera evaluación del estado del stock de bacalao se realizó en 1973 (Wells, 1973) que aplicó un análisis de población virtual (APV) a las capturas por edad de los años 1959-1968 (no había datos de estructura por edad para los años 1969-71), que sirvió para establecer, por primera vez, la regulación de la pesquería mediante un TAC

(Capturas Totales Permitidas) de 40 000 t para el año 1974. Durante los años 70, el estado de la pesquería se evaluó mediante modelos globales (Mari y Terre, 1976), que fueron actualizados en los años siguientes (Mari y Terre, 1977; Wells, 1978; 1979 y 1979; Gavaris, 1979), estimando un MSY alrededor de las 40 000 t, que sirvió de base para establecer un TAC de 40 000 t hasta el año 1979 (con la excepción de 25 000 t en 1977); durante este período las capturas oscilaron entre 20 y 30 mil t. El TAC para 1980 fue de 13 000 t y las capturas de 11 000 t

En 1980 se presentó un nuevo APV para los años 59-68 y 72-79 (Wells, 1980), los resultados mostraron un importante descenso en las capturas esperadas para 1981, si aplicamos una tasa de mortalidad por pesca de referencia de 0,2 ( $F_{0.1}$ ). Estas bajas capturas de 11 000 t eran un claro indicador de que el stock estaba severamente sobreexplotado. El TAC de 1981 fue de 13 000 t, y se mantuvo así hasta 1988 a pesar de la recomendación del Consejo Científico de NAFO de no pescar. Durante este período sólo se realizó un Análisis de Población Virtual en 1984 (Wells *et al.*, 1984), aunque debido al inadecuado muestreo biológico de las capturas, sus resultados no fueron tenidos en cuenta por el Consejo Científico. El seguimiento del estado de la pesquería se realizó mediante las campañas rusas y canadienses, realizadas desde 1971 y 1977 respectivamente. En el año 1988 se impuso una moratoria a las capturas que se mantuvo hasta 1990, a pesar de lo cual se mantuvo un alto nivel de capturas.

En 1988 comenzó la serie de campañas de la Unión Europea en Flemish Cap tras la cancelación de la campaña canadiense en 1985. Estas nuevas campañas se han venido realizando ininterrumpidamente hasta la actualidad, y entre sus objetivos figura proporcionar datos básicos para la evaluación del estado de las pesquerías de: bacalao (*Gadus morhua*), platija (*Hippoglossoides platessoides*), 3 especies de gallinetas (*Sebastes spp*), fletán negro (*Reinhardtius hippoglossoides*), granadero (*Macrourus berglax*) y camarón boreal (*Pandalus borealis*). En el caso del bacalao, estos datos básicos incluyen índices de abundancia, la relación talla-peso, distribución por clases de talla, clave talla-edad, madurez, etc. Con estos datos se construyen las matrices de abundancia por edad necesarias para la calibración de los APV. Los métodos de calibración de APV se desarrollaron a lo largo de los años 80 dando lugar a dos métodos fundamentales en la evaluación de las pesquerías del Atlántico Norte en los años 90: el ADAPT (Gavaris, 1988), desarrollado en Canadá y aplicado preferentemente en las pesquerías del Atlántico oeste, y el XSA (Darby y Flatman, 1994; Shepherd, 1999), desarrollado en Gran Bretaña y aplicado preferentemente en las pesquerías del Atlántico este.

El XSA es un modelo de amplia difusión en la evaluación de pesquerías en el Atlántico norte desde principios de los años 90, especialmente en el área de ICES, donde fue probado y aceptado (ICES, 1991; 1993). Su aplicación a la evaluación de las pesquerías de la zona de NAFO fue propuesta en 1994 (NAFO, 1995). Este modelo se viene aplicando a la evaluación del bacalao de Flemish Cap desde 1995 (Vázquez *et al.*, 1995); aunque debido a las incertidumbres asociadas con la calidad de los datos de las capturas por edad y debido al deficiente ajuste del modelo, los resultados del análisis sólo fueron usados para describir tendencias en biomasa y mortalidad por pesca, y no fueron usados para la predicción de capturas y el establecimiento de TACs. En los años siguientes se revisaron las capturas por edad y se fue mejorando el ajuste del modelo (Vázquez *et al.*, 1996; 1997; Vázquez y Motos, 1998). El primer XSA plenamente aceptado fue el presentado por Vázquez *et al.* (1999), en el que se incluía por primera

vez una completa revisión de las capturas por edad desde 1973 hasta 1998 y una estimación preliminar de diversos puntos de referencia biológicos. En esta misma evaluación se calificó por primera vez el estado del stock como colapsado, apuntando tres posibles motivos: la alta tasa de mortalidad por pesca desde 1992 a 1995; los malos reclutamientos desde 1993 y un aumento de la capturabilidad de la flota a niveles bajos de abundancia debido a un mayor grado de agregación de los cardúmenes.

Tras la moratoria de los años 1988-90 los TACs acordados se mantuvieron en los niveles anteriores a 1998, es decir 13 000 t, aunque la recomendación del Consejo Científico fue que no se realizara pesca dirigida al bacalao. Durante este período las capturas fueron claramente superiores al TAC asignado y éste fue rebajándose sucesivamente hasta que la pesquería fue cerrada en 1999.

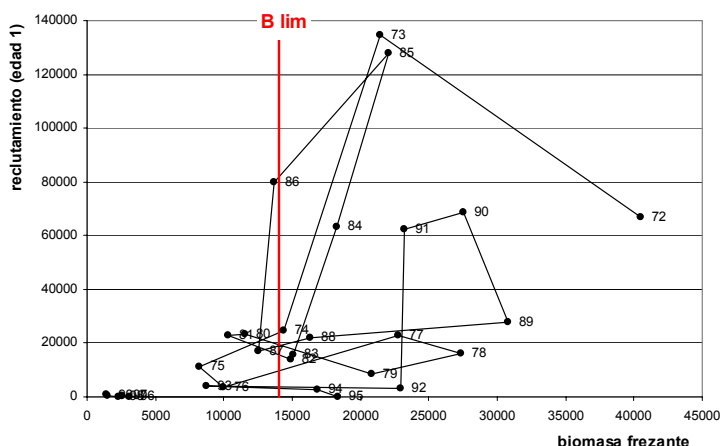


Figura 4.4 .- Gráfico stock-reclutamiento y  $B_{lim}$  en el bacalao de Flemish Cap. La biomasa frezante está representada en toneladas y el reclutamiento en miles de individuos. La biomasa límite ( $B_{lim}$ ) representa el nivel de biomasa frezante límite, fijado en 14 000 t, por debajo del cual se observa una reducción de los reclutamientos.

En los años siguientes no se detectó mejoría en los reclutamientos y a pesar del descenso de las capturas y de la tasa de mortalidad por pesca el stock se mantuvo en sus límites históricos más bajos. La evaluación se continuó mediante el XSA, actualizando las matrices anuales con nuevos datos de capturas e índices de abundancia. En el año 2000 (Cerviño y Vázquez, 2000) se estableció la biomasa límite ( $B_{lim}$ ) en 14 000 t, al observar en el gráfico de la relación stock-reclutamiento que, por debajo de esta biomasa frezante los correspondientes reclutamientos caen considerablemente (Figura 4.4). Esta referencia de gestión es una protección frente a la sobrepesca de reclutamiento, aunque respecto al estado del bacalao de Flemish Cap, que se encuentra por debajo de las 14 000 t desde 1996, el papel actual de  $B_{lim}$  es el de servir como referencia en el criterio de reapertura a la pesca del stock. El uso correcto de  $B_{lim}$  como referencia de reapertura requiere una medida de la biomasa frezante actual y del error asociado a esta medida; este error es fundamental ya que sirve para cuantificar la probabilidad de superar la biomasa de referencia ( $B_{lim}$ ) y, por lo tanto, permite valorar los riesgos asociados a cualquier decisión sobre su posible reapertura.

En los últimos años, las evaluaciones realizadas no mostraron signos de recuperación del stock, que continúa en su nivel histórico más bajo, y los bajos reclutamientos observados no hacen pensar que el stock se pueda recuperar a corto o medio plazo. Las proyecciones realizadas en la evaluación de 2001 (Vázquez y Cerviño, 2001) muestran

que, en ausencia de pesca, sería necesario un nivel de reclutamiento de 5 millones de individuos a la edad 1 para alcanzar el nivel de referencia de 14 000 t ( $B_{lim}$ ) en 5 años; este nivel de reclutamiento no se ha alcanzado desde 1992. Para alcanzar las 14 000 t en 10 años sería necesario unos reclutamientos de unos 2 millones de individuos y estos niveles no se han observado desde 1995 (Figura 4.5). La evaluación del año 2002 (Vázquez y Cerviño, 2002) no muestra signos de recuperación del stock, continuando con reclutamientos similares a los de los años recientes, claramente inferiores a los mínimos necesarios para su recuperación.

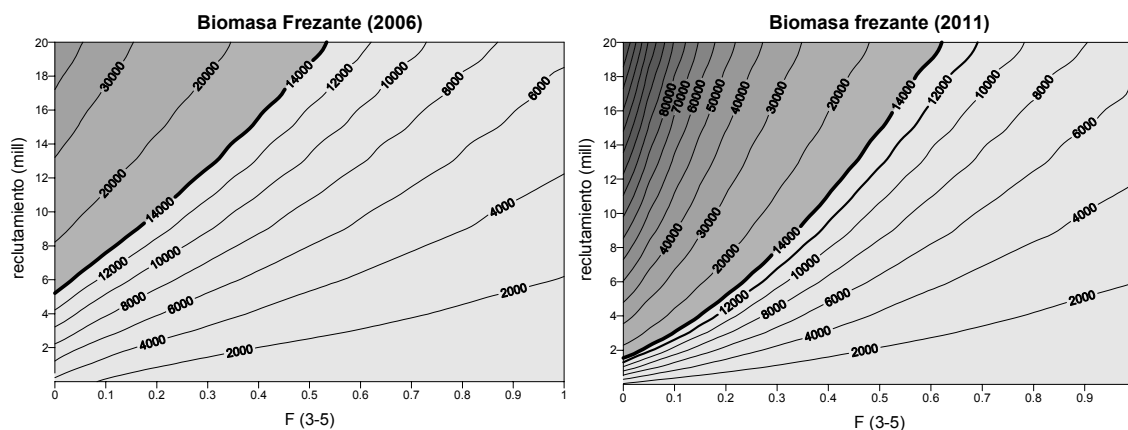


Figura 4.5. - Evolución de la biomasa frezante bajo distintas estrategias de explotación ( $0 < F < 1$ ) combinadas con distintas previsiones de reclutamiento a edad 1 (de 0 a 20 millones de individuos). Nivel de biomasa a los 5 años (izquierda) y a los 10 años (derecha)

El estado actual del stock de bacalao de 3M de NAFO se puede calificar como colapsado, sin embargo, las últimas evaluaciones (Cerviño y Vázquez, 2000) han permitido establecer un punto de referencia que nos sirva de indicador de su estado,  $B_{lim}$  (Figura 4.4). Los puntos de referencia límite establecen umbrales más allá de los cuales el stock puede sufrir un daño serio o irreversible, por lo tanto, debería garantizarse una alta probabilidad de que no sean sobrepasados (UN, 1995). En la última propuesta de NAFO respecto al marco de los puntos de referencia (NAFO, 2003) se establecen dos alternativas para garantizar que la probabilidad de superar  $B_{lim}$  sea alta: la primera es mediante la determinación de puntos de referencia  $B_{buff}$  que establecen un margen de confianza alrededor de los límites; y la segunda es mediante el cálculo del error asociado a la determinación de la biomasa actual (o futura), que nos permite garantizar la probabilidad de que ésta sea menor que  $B_{lim}$  sea muy baja. Esta segunda opción es la aconsejada, dejando la primera opción para cuando no sea posible determinar el error asociado al estado del stock (NAFO, 2003).

### 4.1.3 La estimación de la incertidumbre en el XSA

El XSA es el método de evaluación aceptado por NAFO para el bacalao de Flemish Cap desde 1999 (Vázquez *et al.*, 1999). El modelo centra el proceso de ajuste en la estimación de la abundancia de los sobrevivientes de cada clase de edad. Esta abundancia es calculada mediante una media geométrica ponderada de todos los posibles estimadores de esa abundancia (los índices de abundancia de esa cohorte); el factor de ponderación incluye el error estimado mediante la relación de capturabilidad,

es decir, el error estándar de la predicción en la regresión de los índices frente a la abundancia calculada por el APV (Shepherd, 1999). Este método de cálculo permite la estimación del error asociado a la abundancia por edad estimada por el modelo; dicho error se calcula de dos maneras distintas: el error interno, que considera el error de cada uno de los estimadores y el error externo que considera el error entre los estimadores (Shepherd, 1997). Estos métodos han sido criticados por infraestimar el error verdadero (Kell; en Pennington, 1999), sin que se haya aclarado el motivo de este sesgo.

Sin embargo, el método de cálculo del error no está libre de otras dificultades ya que su cálculo es dependiente de una regresión lineal entre los índices de abundancia y la abundancia estimada por el VPA, lo que implica que deben de cumplirse una serie de condiciones para que la estimación del error no esté sesgada.

La regresión lineal es una de las técnicas estadísticas más familiares en investigación ecológica y especialmente en investigación pesquera; Ricker (1973) realiza una amplia revisión crítica de métodos y aplicaciones en pesquerías; Sparre y Venema (1992) describen 18 ecuaciones de métodos usados en pesquerías que pueden ser resueltos mediante regresión lineal.

El modelo básico de la regresión lineal es:

$$Y_i = a + bX_i + \varepsilon_i$$

donde el subíndice  $i$  indica una observación en particular;  $X$  es la variable predictora o independiente, que debe de ser medida sin error;  $Y$  es la variable respuesta o dependiente;  $a$  es una constante llamada intercepto que representa el valor de  $Y$  cuando  $X=0$ ;  $b$  es otra constante llamada pendiente o coeficiente de regresión, que representa la tasa de cambio de  $Y$  por cada unidad cambio de  $X$ ; y  $\varepsilon$  es el error, que incluye tanto el error de medida así como cualquier variación no explicada por el modelo lineal. Cuando se ajusta un modelo de regresión, se pretende minimizar esta variación inexplicada mediante técnicas como la de los mínimos cuadrados o máxima verosimilitud (Rawlings, 1988).

El ajuste del modelo está limitado por tres condiciones fundamentales :

- 1- los errores  $\varepsilon_i$  son idénticos y están independientemente distribuidos; esto incluye la suposición de que los errores son homocedásticos.
- 2- los errores  $\varepsilon_i$  siguen una distribución normal con media 0
- 3- El valor esperado de la variable  $Y$  es una función lineal de  $X$

Si estos tres supuestos se cumplen, los parámetros estimados,  $a$  y  $b$ , serán estimadores insesgados de sus correspondientes parámetros poblacionales. Sin embargo, en investigación pesquera es frecuente que estas suposiciones no se cumplan. Es frecuente que haya variables con distribuciones no normales o que la aproximación mediante el teorema del límite central no sea aplicable debido al insuficiente tamaño de la muestra (Sissenwine, 1978; Pennington, 1996; Smith, 1996); además, es frecuente observar que la varianza no es constante (Vázquez, 1983, Myers y Pepin, 1990). Asimismo, también se ha observado que las relaciones entre variables usadas en evaluación de stocks son generalmente no lineales (Gavaris, 1999b; Lassen y Medley, 2001).



Aunque el XSA es un modelo no lineal, la estimación de parámetros está separada en dos grupos; por un lado está el componente no lineal del modelo, que permite estimar la abundancia y la mortalidad ( $F$ ) por año y edad mediante análisis de cohortes, y por otra parte está el componente lineal, la regresión entre el índice de abundancia observado y la abundancia real (estimada mediante APV), cuyos parámetros son calculados analíticamente dentro del modelo tras una transformación logarítmica de las variables (Shepherd, 1999). Es sabido que la distribución de los índices de abundancia está altamente sesgada a la derecha, que no toma valores por debajo de 0 y con frecuencia, se aproxima correctamente a una distribución lognormal (Myers y Pepin, 1990; McConnaughey y Conquest, 1993; Pennington, 1996); otra característica de la relación entre los índices de abundancia y la abundancia estimada por el APV es que ésta no es necesariamente lineal, especialmente para las clases de edad menores, donde se ha observado una dependencia de la abundancia (Shepherd, 1997; Shelton *et al.*, 2001); además, los errores de los índices de abundancia son grandes y aumentan con la abundancia.

Una manera de corregir estas violaciones es mediante transformaciones de los datos originales, y se ha observado que una transformación logarítmica de ambas variables (índices de abundancia y abundancia calculada mediante APV), ayuda a normalizar la distribución de los datos, linealiza la relación entre variables (en el caso de aplicar un modelo no lineal), normaliza la distribución de los errores y favorece la homocedasticidad (Shepherd, 1997). Sin embargo, la transformación logarítmica por sí sola no garantiza que cumplan las condiciones para una regresión lineal, y estas discrepancias pueden ser fuente de sesgo en la estimación de parámetros y de su varianza.

Otra importante característica de la regresión del XSA es que ambas variables: la abundancia real y el índice de abundancia están medidas con error; la primera debido al APV y la segunda por el muestreo. El modelo asume que el error producido por el APV es despreciable respecto al error de muestreo (Shepherd, 1999), con lo cual la variable predictora es la que está sometida a error, mientras que la variable predicha no. Este problema se resuelve mediante una regresión de calibración tal como está explicado por Shepherd (1997). De esta manera se puede estimar la abundancia por año y edad de toda la matriz de capturas. Estas estimaciones de abundancia servirán para predecir los sobrevivientes, que es la variable crucial del XSA; el XSA, a diferencia de otros métodos similares, como el ADAPT (Gavaris, 1988) o el *Laurec-Shepherd* (Laurec y Shepherd, 1982) utiliza todas las abundancias estimadas de cada cohorte, junto con la mortalidad por pesca acumulada en esa cohorte como estimadores de los sobrevivientes, que es la abundancia tras el período de capturas analizado. Este método permite estimar el error de los sobrevivientes mediante dos métodos distintos (Darby y Flatman, 1994; Shepherd, 1997): el interno que se basa en las estimas del error estándar de cada estimador, y el externo, que considera la variabilidad entre los distintos estimadores. La diferencia entre ambos métodos es más fácilmente entendible si pensamos en los errores interno y externo de un análisis de varianza, tal como explica Shepherd (1999).

Un problema añadido al método analítico del XSA para estimar los errores de los sobrevivientes en el XSA es que las abundancias por edad de estos sobrevivientes no son las únicas variables de interés en la evaluación del estado del stock, y la incertidumbre de otros parámetros, como el reclutamiento, la biomasa frezante o la tasa de mortalidad por pesca anual no es proporcionado por el modelo. En estas condiciones

es necesario desarrollar métodos adecuados que permitan cuantificar la incertidumbre asociada a estas cantidades, y ésta debe de ser evaluada mediante el cálculo de su sesgo, error estándar y percentiles para el cálculo de los intervalos de confianza.

Para los modelos lineales con errores normales aleatorios e independientes y con varianza constante, el método de mínimos cuadrados proporciona una herramienta de análisis apropiada. Sin embargo, cuando no se cumplen los supuestos antes mencionados, no existen métodos adecuados y es frecuente recurrir a aproximaciones; en estas condiciones, los métodos de remuestreo ofrecen una alternativa robusta (Patterson *et al.*, 2001; Davison y Hinkley, 1997).

#### *Alternativas a los métodos analíticos para la estimación de errores*

Como una alternativa a los métodos analíticos podemos usar métodos de remuestreo (Efron y Tibshirani, 1993; Davison y Hinkley, 1997; Manly, 1997); estos métodos nos permiten estimar la incertidumbre de cualquier parámetro del modelo ya que nos proporcionan el sesgo, el error estándar, los intervalos de confianza y la forma de la distribución del parámetro estimado. Además, permiten relajar totalmente o en parte los condicionamientos de los métodos analíticos, como independencia de errores, homocedasticidad, etc. Los métodos de remuestreo incluyen un amplio número de técnicas, aplicables a distintos problemas: aleatorización, *jackknife*, *bootstrap* y *Monte Carlo*. Todos estos métodos se basan en técnicas de remuestreo y difieren entre ellos en qué y cómo se remuestrea.

En los test de aleatorización y en el método *jackknife*, el remuestreo se realiza sin remplazamiento, cosa que no sucede con los métodos *Monte Carlo* y *bootstrap*, donde la distribución de la población teórica (*Monte Carlo*) o empírica (*bootstrap*) es remuestreada con remplazamiento, esto es, tratándola como si fuese una población infinita; los métodos *Monte Carlo* y *bootstrap* requieren un mayor poder de cálculo y su desarrollo ha sido paralelo al desarrollo del ordenador. Los métodos *bootstrap* fueron desarrollados a finales de los años 70 (Efron, 1979), como un caso especial de los métodos *Monte Carlo*, en el que la muestra observada pasa a ser la distribución empírica de la población, tomando el lugar que tenía la distribución teórica en los métodos *Monte Carlo*. Con el tiempo, los métodos *bootstrap* adquirieron entidad propia (Efron y Tibshirani, 1993) y no es raro encontrar referencias donde se refiere a los métodos de remuestreo, en general, como métodos *bootstrap* (Davison y Hinkley, 1997). Otros, sin embargo, distinguen entre *Monte Carlo* y *bootstrap* paramétrico (Patterson *et al.*, 2001).

Esta confusión terminológica no es importante siempre y cuando se aclare el uso que se le dará a cada tipo de remuestreo; las características generales que mejor definen a los métodos de remuestreo son: (a) el uso del remplazamiento, (b) el condicionamiento o no al ajuste del modelo y (b) el tipo de distribución, paramétrica o no, usada para el remuestreo. Los métodos que más se usan en pesquerías son los métodos de remuestreo con remplazamiento: el *bootstrap* y el *Monte Carlo* (Smith *et al.*, 1993; Kell *et al.*, 1999; Patterson *et al.*, 1999; Haddon, 2001). En este estudio usaremos el concepto *bootstrap* tal como está definido en Manly (1997) y como es usado por Patterson *et al.* (2001) para referirse al uso de la distribución de una muestra como sustituta de la distribución de la población. La distribución de las observaciones, la muestra, puede ser usada para construir una función de distribución no paramétrica o un modelo paramétrico con los correspondientes parámetros derivados de los datos observados.

Estos métodos serán usados para estimar la incertidumbre asociada a los resultados de la evaluación del bacalao de Flemish Cap y su aplicación a este caso concreto será descrita adelante con más detalle<sup>1</sup>. Los resultados obtenidos serán comparados con los errores obtenidos mediante el método analítico (interno y externo), lo que nos permitirá valorar la validez de estos métodos.

#### **4.1.4 Antecedentes, justificación y objetivos.**

La consideración de la incertidumbre en los índices de abundancia es un problema central en la estimación de la incertidumbre en el tamaño de un stock calculado mediante un modelo de evaluación estructurado por edades. Los modelos al uso, como el XSA (Shepherd, 1999) o el ADAPT (Gavaris, 1988), suponen que los índices de abundancia, tras una transformación logarítmica, son independientes, siguen una distribución normal y son homocedásticos para cada edad. La distribución estadística de los índices de abundancia ha sido estudiada en los últimos años, proponiendo varios métodos de diseño y análisis: Pennington (1996) propone el uso de la distribución “Delta-lognormal”; Smith (1990) profundiza en esta aproximación y distingue entre estimadores basados en modelos de aquellos basados en el muestreo de poblaciones finitas; Myers y Pepin (1990) comparan estas dos aproximaciones encontrando que la media simple es más robusta que la derivada de la distribución Delta, además estudian otras distribuciones, como la Gamma o la Weibull, que tienen la ventaja de estar definidas para valores 0; McConnaughey y Conquest (1993) comparan estimadores de tendencia central (media aritmética, media geométrica y media lognormal) encontrando que la media geométrica puede ser más robusta a valores extremos; mas recientemente Stefánsson (1996) o Schnute y Haigh (2003) estudian las propiedades de la distribución “Delta-gamma” aplicada a los índices de abundancia.

El problema de la distribución teórica de los índices de abundancia no está resuelto y es una de las principales causas de incertidumbre en la determinación del estado actual del stock mediante modelos de calibración (Patterson *et al.*, 2001). Patterson (1999a) simula distintas distribuciones para los índices (normal, lognormal y gamma) encontrando que la biomasa frezante estimada está altamente condicionada por la distribución asumida. El modelo usado fue el ADAPT, aplicado a las capturas de arenque del Mar del Norte, y el método de estimación de la distribución de la biomasa frezante fue el *bootstrap* condicional (Mohn, 1993). Cadigan y Myers (2001) comparan mediante simulación los resultados del ADAPT aplicado a diferentes poblaciones de Terranova usando estimadores de máxima verosimilitud para distribuciones lognormales y gamma, y encuentran que ambos estimadores proporcionan resultados sesgados, pero que es preferible usar el modelo gamma porque tiende a mostrar menos sesgo y varianza incluso cuando la verdadera distribución de los índices es lognormal.

Una manera de evitar la dependencia de distribuciones paramétricas, que no pueden ser confirmadas, es el uso de métodos *bootstrap*, no paramétricos, condicionados al ajuste del modelo, como el descrito por Mohn (1993), que posteriormente fue incluido en el

---

<sup>1</sup> Ver página. 174.

ADAPT como un método para la estimación de la incertidumbre (Gavaris, 1999a), y que también fue usado en la estimación de errores del XSA (Kell, in Pennington, 1999; Kell *et al.*, 1999); aunque este método evita la dependencia de una determinada distribución paramétrica, asume que los residuos son independientes y homocedásticos. La otra opción, el *bootstrap* no condicional, apenas se ha usado. La única aproximación al efecto del error de los índices de abundancia sobre los resultados de un modelo estructurados por edades (ADAPT) se encuentra en Smith y Gavaris (1993a); la metodología seguida aquí es similar a la descrita en este trabajo, aunque se incluyen unas modificaciones que serán discutidas más adelante; por otra parte, la serie de datos de Smith y Gavaris sólo incluye seis años, lo que limita las conclusiones alcanzadas. A pesar de que esta aproximación, el *bootstrap* no paramétrico no condicional, es la manera ideal de estudiar el efecto de los índices de abundancia sobre los resultados del modelo, ya que no está condicionada por ninguna suposición acerca de la estructura del error de los índices (Patterson *et al.*, 2001). Este procedimiento no se ha aplicado de un modo rutinario por ser oneroso y poco práctico dada la complejidad del diseño del muestreo de una campaña de arrastre de fondo.

El objetivo del presente estudio es analizar el papel de los índices de abundancia por edad del bacalao de Flemish Cap en la calibración del XSA, modelo que se aplica a la evaluación del estado de esta pesquería desde 1995 (Vázquez *et al.*, 1995) aunque hasta 1999 no fue aprobado por el Consejo Científico de NAFO (Vázquez *et al.*, 1999). El manejo de los índices de abundancia por edad por parte del modelo está sometido a varias suposiciones y uno de los aspectos a los que está dirigido este estudio es al análisis de la sensibilidad de los resultados del modelo sobre estos supuestos. El método aplicado es el análisis comparativo de la incertidumbre asociada a diferentes resultados del modelo obtenidos simulando diferentes estructuras del error de los índices de abundancia por edad. El objetivo final es determinar cual es el método mejor para cuantificar la incertidumbre asociada al estado de la población y, por lo tanto, determinar cual es el mejor método para evaluar la posible reapertura a la pesca en el stock de bacalao de Flemish Cap.

## 4.2 Material y métodos

Los parámetros fundamentales para la gestión de recursos pesqueros explotados son fundamentalmente dos: la tasa instantánea de mortalidad por pesca ( $F$ ) y la biomasa frezante, aunque en el caso de la población de bacalao de Flemish Cap, cerrada a la pesca, el principal parámetro de interés es la biomasa frezante cuyo nivel puede determinar la posibilidad de reabrir la pesquería. La incertidumbre asociada a estos parámetros depende de tres factores: la calidad de los datos; el modelo aplicado, incluyendo las especificaciones asociadas a este modelo y el método para estimar la incertidumbre teniendo en cuenta los condicionamientos asociados al modelo. Estos tres factores (datos, modelos y métodos de estimación de errores) que condicionan la incertidumbre asociada a los parámetros de interés para la gestión del bacalao de Flemish Cap, son tratados en detalle a continuación. Al final de este apartado también se describen los estadísticos usados para comparar los distintos métodos de estimación de errores.

### 4.2.1 Exploración de los datos

Los datos necesarios para un modelo estructurado por edades, como el XSA, son las capturas por edad ( $C$ ), el coeficiente de mortalidad natural por edad ( $M$ ) y los índices de abundancia por edad. El modelo proporciona una estimación del coeficiente de mortalidad por pesca y de la abundancia, ambos por año y edad para la serie de años de los que se dispone de datos de capturas y las abundancias al final del período considerado, es decir, los sobrevivientes (Shepherd, 1999). Para calcular la biomasa frezante anual, a partir de los resultados del XSA, es necesario disponer de matrices de peso por edad y madurez por edad para el mismo período. La matriz de índices de abundancia por edad no tienen que cubrir todos los años de la serie de capturas ni todo el rango de edades, aunque es necesario un número mínimo de años para poder ajustar el modelo con ciertas garantías, no es aconsejable usar menos de 5 años (Darby y Flatman, 1994) ya que la calidad de los parámetros estimados disminuye considerablemente.

La **matriz de capturas** por edad es la base para la reconstrucción histórica de los parámetros poblacionales mediante APV. En Flemish Cap, aunque existen datos de capturas desde 1954, éstos no disponen de una correcta estructura por edades que permita su aplicación al modelo, así que la serie aplicada en este trabajo, que es la misma que la aplicada en la evaluación, comienza en 1972 y termina en 2001. El rango de edades va desde la edad 1 a la edad 7; los individuos de más de 7 años son escasos en Flemish Cap y para efectos de cálculo de abundancia mediante modelos de calibración se agrupan conjuntamente en lo que se llama grupo 8+.

Los datos de capturas por edad incluyen dos tipos de errores (Patterson *et al.*, 2001): por un lado están aquellos debidos a la estimación de capturas totales y por otro los debidos a la estructuración por edades. Las capturas totales se obtienen fundamentalmente por dos caminos: a partir de la suma de las capturas declaradas o, si estas declaraciones no ofrecen garantías, mediante extrapolación de las capturas observadas en uno o más barcos al total de la flota. Los errores debidos al reparto de las capturas totales en capturas por edades surgen del muestreo de tallas y de la clave talla-edad (Aanes y Pennington, 2003). Los modelos de calibración como el XSA o el ADAPT consideran

que el error asociado a las capturas no tienen repercusión sobre los resultados ya que son ocultados por los errores de los índices de abundancia, proporcionalmente mayores (Shepherd, 1999). Esta suposición parece evidente cuando la única fuente de error en las capturas proviene del muestreo de tallas y de edades, sin embargo los errores pueden ser importantes, pues a veces se duda de la fiabilidad de las capturas totales declaradas. Los datos de capturas de las flotas españolas y portuguesas, que son las principales flotas que explotaron el bacalao de Flemish Cap, fueron revisados exhaustivamente para el período 1988 a 1994 (Vázquez *et al.*, 1995) mediante la revisión de los libros personales de los patrones que pescaron en la zona. Las capturas en este período ofrecían dudas debido al cierre de la pesquería en los años 1988 a 1990. A partir de 1995 las capturas declaradas fueron corregidas con estimaciones de los observadores a bordo y con las estimaciones de los inspectores canadienses.<sup>1</sup>

La tasa de **mortalidad natural** (M) se considera 0,2 para todos los años y edades. Este dato proviene de una estimación externa (Pinhorn, 1975; en Sinclair, 2001) para la población de bacalao de la división 2J3KL y es aplicado en la evaluación de numerosas poblaciones de bacalao y otras especies demersales, tanto en el área de ICES como en la de NAFO. Aunque el valor de 0,2 puede juzgarse un tanto arbitrario, cuyo resultado serían estimaciones de abundancia y mortalidades por pesca sesgadas (Sinclair, 2001), se ha observado que no repercute de una manera importante en la recomendación de capturas si la mortalidad por pesca es suficientemente grande, mayor de 0,3 (Metz y Myers, 1997; Clark, 1999). Para la evaluación del estado de la población de bacalao de Flemish, al no existir estimaciones de M, se aplica este valor, 0,2, al mismo rango de años y de edades para los que hay capturas.

Los **índices de abundancia** por edad son el elemento fundamental para la calibración de la abundancia estimada mediante modelos estructurados por edades como el XSA o el ADAPT. En Flemish Cap se ha realizado una campaña anual desde 1988, en verano, de la cual se obtiene el índice que es la base para la calibración del modelo. Los resultados de la campaña están recogidos en diversos trabajos anuales de los cuales el último (Vázquez, 2002) recoge los resultados de todas las campañas desde 1988 hasta 2001. Al igual que en las capturas, en la campaña son raras las clases de edad mayores de 7 años, y son excluidas de la calibración, para la que sólo se usan las edades 1 a 7 (Vázquez y Cerviño, 2002).

Los índices de abundancia por edad permiten calibrar el ajuste al compararlos con la abundancia absoluta calculada. La incertidumbre respecto a su relación con la abundancia de la población es probablemente la principal fuente de incertidumbre en la estimación de los sobrevivientes y en las proyecciones a corto plazo (Patterson *et al.*, 2001). En este sentido se puede hablar de dos fuentes de incertidumbre: respecto a la estructura del error de los índices de abundancia y respecto al tipo de relación entre los índices y la abundancia real, es decir, la capturabilidad.

- 1- El XSA considera que los índices de abundancia por edad son independientes y cada uno sigue una distribución lognormal, sin embargo, en el presente trabajo se ha mostrado que la dependencia entre clases de edad contiguas del mismo año es alta<sup>2</sup> y además, se ha observado que la suposición asociada a la distribución

---

<sup>1</sup> La matriz con los datos de capturas por edad se muestra en el apéndice III (Datos XSA).

<sup>2</sup> Ver Capítulo 1

lognormal, coeficiente de variación constante, no se cumple en los índices de abundancia del bacalao de Flemish Cap (Cerviño y Vázquez, 2001). Esta falta de adecuación entre la información observada y las suposiciones que el modelo establece para procesar la información, puede ser una fuente de sesgo si el modelo no es suficientemente robusto (Patterson, 1999a; Cadigan y Myers, 2001).

- 2- El XSA ofrece dos tipos de relación de capturabilidad (lineal o dependiente de la abundancia). En ambos casos el modelo asume que los parámetros de esta relación de capturabilidad son constantes en el tiempo. Existen varios factores que pueden hacer que la capturabilidad varíe en el tiempo: factores ambientales (Smith y Page, 1996; Swain *et al.*, 2000), factores biológicos (Godø *et al.*, 1999; Thórarinnsson y Jóhannesson, 1997) y factores humanos (Godø y Engås, 1989; Godø y Weststad, 1993). Por factores humanos entendemos aquellos relacionados con el diseño del muestreo; desde el punto de vista del control de la calidad de los datos, interesa que el método de muestreo no cambie con el tiempo para mantener constante la capturabilidad. En la campaña Flemish Cap hubo algunos cambios ya que el primer año (1988) se trabajó las 24 horas mientras que en el resto de la serie el horario fue desde las 6 h a las 22 h. En los años 1989 y 1990 se cambió de barco, pero se mantuvo el arte y el protocolo de muestreo; en el año 1993 no se cubrió la totalidad del banco, aunque esta dificultad no afectó al área de distribución del bacalao. En el resto de los años no hay incidencias destacables por lo que se puede concluir que la campaña Flemish Cap mantiene un método de muestreo sin alteraciones importantes, que no debería tener repercusiones sobre la percepción de la capturabilidad. Sin embargo, se han observado cambios en la distribución de la especie que pueden afectar a su capturabilidad ya que se ha observado un desplazamiento del bacalao hacia zonas menos profundas (Cerviño y Vázquez, 2003) y puesto que la estima del área barrida depende de la apertura lateral del arte, y esta apertura depende de la longitud del cable largado, que a su vez depende de la profundidad (Godø y Engås, 1989); el uso de una apertura lateral constante en el cálculo del área barrida podría infravalorar la capturabilidad actual respecto a la capturabilidad en los primeros años de la serie de campañas.

La estimación de la abundancia y la tasa de mortalidad por pesca mediante el XSA sólo necesita estos tres tipos de datos: capturas, tasa de mortalidad natural e índices de abundancia, además, para calcular la biomasa frezante es necesario disponer de matrices de peso y madurez, todos ellos por año y por edad.<sup>1</sup> La estimación de la biomasa frezante anual se realiza mediante una suma de productos entre abundancia, peso y madurez por edad, y es un cálculo posterior al ajuste del modelo. En este trabajo, el objetivo principal es evaluar el papel de los índices de abundancia en la incertidumbre asociada a los resultados del modelo, modelo donde la madurez y el peso por edad no participan, sin embargo, estas variables se incorporan de un modo determinista a los resultados del modelo para calcular la biomasa frezante, que nos permite poder trabajar con un parámetro más fácilmente interpretable ya que la biomasa frezante es uno de los parámetros de referencia en la gestión. Recordemos que la biomasa límite ( $B_{lim}$ ) estimada para el stock de bacalao de Flemish Cap es de 14 000 t (Cerviño y Vázquez, 2000).

---

<sup>1</sup> Todos estos datos se muestran en el Apéndice IV.

#### 4.2.2 Descripción del modelo (Descripción del modelo actual de evaluación y modificaciones para el modelo propuesto)

El XSA es el modelo aplicado a la evaluación del estado de la población de bacalao de Flemish Cap (Vázquez y Cerviño, 2002), que se ha ido depurando desde que se aplicó por primera vez a la serie completa de capturas (Vázquez *et al.*, 1999) hasta la última evaluación aprobada (Vázquez y Cerviño, 2002). Esta depuración se realiza buscando las especificaciones del modelo que mejoren la calidad del ajuste. Una de las principales críticas que recibió el modelo en los últimos años es el desequilibrio en el ajuste de las regresiones a cada edad; si bien no se encuentra ninguna tendencia temporal en los residuos, es evidente que en la última edad verdadera, la edad 7, los datos observados se ajustan a los esperados mucho mejor que en el resto de las edades (Vázquez y Cerviño, 2002), haciendo que su influencia sobre las cohortes que conforman sea mayor, de tal manera que pueda condicionar el ajuste global del modelo.

Uno de los principales problemas para corregir esta deficiencia es la dependencia de un *software* determinado, que en el caso de NAFO es el conocido como *VPA-Suite*, desarrollado en Lowestoft (Darby y Flatman, 1994), que limita la aplicación del mecanismo del *shrinkage* a la F media; de tal manera que el peso que se le da a la F media de la edad mayor es el mismo que el de la F media del último año. Esta característica del software es un inconveniente para la evaluación actual del bacalao de Flemish Cap porque existe una clara tendencia decreciente en la evolución de la F de los últimos años que hace que la incorporación del *shrinkage* produzca una sobreestimación de la F del último año. Sin embargo, el *shrinkage* en la F de la última edad (edad 7) facilita la estimación global de parámetros al incorporar la media de las edades 4, 5 y 6 a la estimación de la F de la edad 7. En resumen, el *shrinkage* es contraproducente en el último año pero es necesario en la última edad y el *software* disponible no proporcionaba ningún mecanismo que permita darle pesos distintos. La solución de compromiso que mejor ajusta el modelo es la de darle al *shrinkage* un peso muy bajo (Vázquez y Cerviño, 2002), sin embargo, el *software* usado en el presente trabajo, conocido como *FishLab* (Kell, 1998) permite jugar con los dos mecanismos de *shrinkage* por separado lo cual favorece un ajuste más equilibrado. Actualmente, esta y otras modificaciones están siendo probadas y serán incorporadas en una nueva versión del *VPA suite* (C. Darby. Comunicación personal).

El otro cambio realizado sobre las especificaciones del ajuste aceptado en NAFO (Vázquez y Cerviño, 2002) está relacionado con la reducción del número de los parámetros estimados y consiste en aplicar el modelo de capturabilidad proporcional a la abundancia, modelo de 2 parámetros, sólo a la edad 1 en lugar de aplicarlo a las edades 1 y 2. Este cambio favorece la estabilidad del ajuste sin repercutir sobre los resultados y se justifica porque los estadísticos de la regresión no muestran una pendiente significativamente diferente de 1; la pendiente del modelo de regresión Log-Log se corresponde con el exponente de la relación entre abundancia y el índice, el parámetro que determina la dependencia entre capturabilidad y abundancia.<sup>1</sup>

Un tercer cambio respecto al ajuste original es el uso de la ecuación de capturas en lugar de la aproximación de Pope (1972). Esta aproximación supera las dificultades de

<sup>1</sup> Véase Capítulo 2



cálculo de la  $F$  anual mediante la suposición de que todas las capturas se toman a la vez en el medio del año, en lugar de suponer que las capturas están igualmente repartidas a lo largo del año. La aproximación de Pope tuvo una gran aceptación debido a las dificultades de cálculo de la época (años 70 y 80) sin embargo todavía se sigue usando a pesar de la gran capacidad de cálculo de los ordenadores personales actuales, por ejemplo, el software *VPA suite* mantiene su uso (Darby y Flatman, 1994). En este ejercicio no se usó la aproximación de Pope lo cual únicamente repercutió en el tiempo de cálculo, mejorando ligeramente la calidad de los resultados al evitar el sesgo producido por esta aproximación (Lassen y Medley, 2001).

Estos tres cambios: el peso distinto del *shrinkage* al año y a la edad, el modelo de capturabilidad a edad 2 y el uso de la ecuación de capturas en lugar de la aproximación de Pope son los únicos cambios sobre el modelo aplicado en la última evaluación del stock de bacalao de Flemish Cap (Vázquez y Cerviño, 2002) y no aportan cambios sustanciales a los resultados del modelo. Dos de estas modificaciones han sido posibles por el uso del XSA incorporado al programa *FishLab* (Kell, 1998), sin embargo, la principal ventaja del uso de *FishLab* frente a *VPA suite* es su gran versatilidad ya que se presenta como una librería de funciones fácilmente incorporables a modelos más amplios, tanto en EXCEL como en Visual Basic, haciendo posible la estimación de la incertidumbre por métodos de remuestreo, cosa que no es posible con el XSA disponible en *VPA suite*.

#### *Descripción del modelo aplicado al bacalao de Flemish Cap*

Los modelos de calibración del VPA, como el ADAPT (Gavaris, 1988) o el XSA (Shepherd, 1999), son modelos estructurados por edades y constan de dos componentes: el componente dinámico, el **análisis de cohortes**, que describe la reducción de la abundancia de una cohorte, desde que es reclutada, como consecuencia de la pesca y de la mortalidad natural y el componente de enlace que relaciona la abundancia estimada mediante el análisis de cohortes con un índice de abundancia observado, en el modelo que se conoce como **análisis de capturabilidad**.

Descripción de la notación	
$a$	Año
$e$	Edad
$e+$	Edad “plus”
$C$	Capturas (en número)
$F$	Tasas de mortalidad por pesca
$M$	Tasas de mortalidad natural
$Z$	Tasas de mortalidad total
$N$	Abundancia
$I$	Índice de abundancia
$q$	Capturabilidad
$\phi, \gamma$	Parámetros de la relación de capturabilidad

Análisis de cohortes:

$$C_{a,e} = \frac{F_{a,e}}{Z_{a,e}} * N_{a,e} (1 - \exp(-Z_{a,e}))$$

*Ecuación 4.1*

$$N_{a-1,e-1} = N_{a,e} \exp(Z_{a,e}) \quad \text{Ecuación 4.2}$$

$$N_{a,e+} = \frac{C_{a,e+} * Z_{a,e-1}}{F_{a,e-1} * (1 - \exp(-Z_{a,e-1}))} \quad \text{Ecuación 4.3}$$

donde  $Z_{a,e} = F_{a,e} + M_{a,e}$

El análisis de cohortes se resuelve hacia atrás en el tiempo. Se parte de un valor inicial arbitrario para los sobrevivientes de cada cohorte y acumulando los individuos eliminados (capturas observadas y mortalidad natural) se reconstruye la abundancia ( $N$ ) y la tasa de mortalidad ( $F$ ) de esa cohorte (Ecuación 4.1 y Ecuación 4.1). Conviene distinguir dos tipos de cohortes en una matriz de años y edades: las que acaban en el último año y las que acaban a la edad mayor. Las que acaban en el último año permiten definir el estado actual del stock; son cohortes que tienen entre 1 y 7 clases de edad, con lo cual los sobrevivientes de las edades inferiores están estimados con un número reducido de valores. Las cohortes que acaban a la edad mayor, la edad 7, son cohortes que prácticamente se extinguieron a esa edad como consecuencia de la mortalidad natural y de la mortalidad por pesca; la edad 7 es la edad a partir de la cual la estimación de capturas por edad es dudosa debido a un tamaño de muestra insuficiente. Las capturas de las edades mayores (edades 8 y siguientes) se agrupan en lo que se conoce como “grupo +” y no participan en el ajuste del modelo así que la abundancia del “grupo +” es estimada externamente, tras el ajuste del modelo, aplicando la  $F$  estimada para la última edad verdadera (edad 7) a las capturas 8+ (Ecuación 4.3).

El sistema de ecuaciones es determinista; conociendo los sobrevivientes,  $C$  y  $M$  se estiman sin error todas las  $F$ s y los  $N$ s de la cohorte; pero es indeterminado ya que hay que estimar un parámetro más que el número de ecuaciones, con lo cual es necesario disponer de otra fuente de información que nos permita encontrar ese valor inicial que mejor ajusta el modelo y valorar la calidad del ajuste. Esta fuente de información adicional son los índices de abundancia; su uso nos permite encontrar el valor de la  $F$  inicial de todas las cohortes.

Análisis de capturabilidad:

$$I_{a,e} = \varphi_e * N_{a,e}^\gamma \quad \text{si } e = 1 \quad \text{Ecuación 4.4}$$

$$I_{a,e} = \varphi_e * N_{a,e} \quad \text{si } 2 \leq e \leq 4 \quad \text{Ecuación 4.5}$$

$$q_e = q_4 \quad \text{si } e > 4$$

El análisis de capturabilidad relaciona la abundancia para cada edad calculada en el análisis de cohortes con los índices de abundancia observados para esa misma edad, mediante un modelo lineal (Ecuación 4.5) para las edades mayores que 1, y un modelo no lineal (Ecuación 4.4), para la edad 1. En ambos casos los parámetros se estiman tras una transformación logarítmica de ambas variables lo que permite linealizar la Ecuación 4.4.

La aplicación del modelo de 2 parámetros a la edad 1 permite estimar una capturabilidad dependiente de la abundancia, lo cual ha sido observado en numerosos stocks para las edades inferiores (Shepherd, 1997). Este comportamiento de la capturabilidad en las edades inferiores no ha sido suficientemente estudiado y existen varias hipótesis sobre sus posibles causas, como el aumento de la mortalidad densodependiente (Myers y Cadigan, 1993), variaciones en la distribución espacial respecto a la abundancia (Swain y Wade, 1993) o cambios en el comportamiento de los peces respecto al comportamiento del arte (Shepherd, 1997). Su aplicación en este modelo se justifica en que se ha observado tras las primeras pruebas del ajuste del modelo, que el valor de  $\gamma$ , el exponente, es significativamente diferente de 1 (Vázquez y Cerviño, 2002).

#### Reducción de parámetros

Uno de los principales problemas para la solución del XSA (y de otros modelos) es el excesivo número de parámetros: uno por cada cohorte (sobrevivientes) y uno (o dos) por cada edad, la capturabilidad. En el caso del bacalao de Flemish Cap hay 7 edades y 31 años, es decir, 36 cohortes, y además hay 8 parámetros de capturabilidad: uno por edad excepto la edad 1, con 2 parámetros. En total serían 44 parámetros (36 + 8) lo cual es complejo desde el punto de vista de la optimización. El XSA incorpora mecanismos de reducción de parámetros que convierten un modelo de ajuste complicado en otro más simple, aunque detrás de estos mecanismos hay unas suposiciones sobre el comportamiento y la dinámica de la población, que deben de ser tratados con precaución ya que pueden condicionar los resultados del modelo.

Fundamentalmente, dos son los mecanismos aplicados a la reducción de parámetros en la evaluación del bacalao de Flemish Cap mediante el XSA: el *shrinkage* a la F de la edad mayor y la capturabilidad de las edades mayores.

1. el ***shrinkage* a la F** de la última edad (edad 7) incluye en la estimación de los sobrevivientes de cada cohorte, no sólo a los índices de abundancia de la cohorte correspondiente, sino también a la F media de las edades 4, 5 y 6 de ese mismo año. La suposición subyacente a este procedimiento es que la selectividad de las edades 4 a 7 es constante en la flota comercial, suposición aceptable ya que a la edad 4, el bacalao está totalmente reclutado al arte. El *shrinkage* en la estimación de la F de la edad mayor evita tener que estimar los sobrevivientes de las cohortes que acaban en la edad 7, con lo cual se evita que el modelo tenga que estimar estos parámetros extra, que son iguales al número de años menos 1 (30 parámetros).
2. La capturabilidad de la edad mayor está habitualmente mal estimada por el XSA debido a la alta sensibilidad de los extremos finales de las cohortes (Shepherd, 1999). El XSA impone que la capturabilidad de la última edad verdadera (edad 7 en este caso) no sea estimada por el modelo, sino que sea tomada de la edad anterior. Además, el XSA permite que, si las capturabilidades de las edades superiores están estimadas con baja precisión, se determine una edad a partir de la cual la capturabilidad sea considerada constante. En el caso del bacalao de Flemish Cap se ha observado que la mejor estimación de capturabilidad en las clases totalmente reclutadas se produce a la edad 4 (Vázquez y Cerviño, 2002), con lo cual esta será la edad a partir de la cual la capturabilidad sea constante.

De esta manera se evita tener que estimar las capturabilidades de las edades 5 a 7.

La aplicación de estos dos mecanismos permite reducir el número de parámetros a estimar; de un parámetro por cada cohorte (36) se pasa a un parámetro sólo en las cohortes del último año (7), y de los 8 parámetros de capturabilidad se pasa a 5, sólo para las 4 edades menores. En total se reduce el número de parámetros de 44 a 12, haciendo más sencilla la convergencia del ajuste.

#### *Validación del ajuste y diagnóstico de los resultados (residuos y análisis retrospectivo)<sup>1</sup>*

La Figura 4.6 muestra un resumen de los resultados más destacados. En la figura se aprecia la fuerte reducción del reclutamiento a la edad 1 en 1992 (gráfico izquierdo), que desde entonces se ha mantenido en sus niveles más bajos; también se observa el aumento de la mortalidad por pesca a partir de 1992, con valores superiores a 0.8 entre 1992 y 1997 (gráfico de la derecha), eliminando las buenas clases anuales de 1991 y 1992. Como consecuencia de estas circunstancias, la biomasa frezante sufre una fuerte caída a partir de 1995 y se ha mantenido desde entonces en sus niveles más bajos a pesar del descenso continuado de la mortalidad por pesca desde 1997. En las campañas recientes, (Saborido y Vázquez, 2003) no se han observado signos de recuperación, con lo que no es esperable una recuperación a corto o medio plazo.

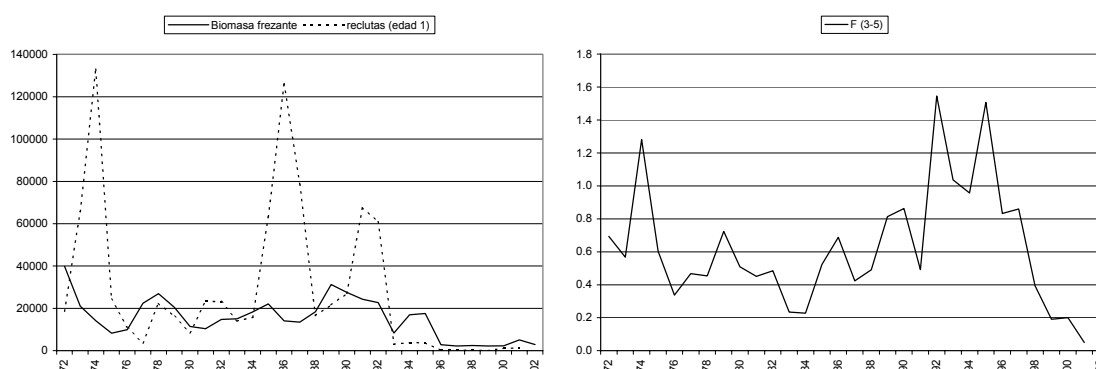


Figura 4.6.- Tendencias en biomasa frezante ( $t$ ) y en reclutamiento a edad 1 ('000) estimados mediante el modelo XSA propuesto (izquierda), y tendencias en la tasa de mortalidad por pesca medio(año<sup>-1</sup>) de las edades 3 a 5 (derecha).

Los resultados muestran el mismo estado de la población que con el modelo oficial, siendo las diferencias mínimas. La justificación de la desaparición del *shrinkage* en la  $F$  del último año se justifican por el descenso continuado de la  $F$  en los años recientes (Figura 4.6), que no permiten suponer que la  $F$  media por edad de los años recientes sea un buen estimador de la  $F$  del último año (2001). La justificación de las otras dos modificaciones: el uso de la ecuación de capturas en lugar de la aproximación de Pope,

<sup>1</sup> El software usado para la calibración del XSA fue el *FishLab* (Kell, 1998). Los datos empleados: índices de abundancia por edad y capturas por edad se encuentran en el anexo III. Las especificaciones para el ajuste del modelo también se encuentran en el mismo anexo. Las tablas con los resultados se muestran en el anexo IV: la abundancia y la tasa de mortalidad por pesca, por año y edad desde 1972, así como los valores anuales de biomasa frezante, reclutamiento a la edad 1 y  $F$  media de las edades 3 a 5. Estos resultados han sido descritos en detalle en los informes de evaluación de los años recientes (Vázquez *et al.*, 1999; Cerviño y Vázquez, 2000; Vázquez y Cerviño, 2001; 2002).

o el uso del modelo de capturabilidad de 1 parámetro para la edad 2 ya han sido discutidas en inicio del apartado 4.2.2.

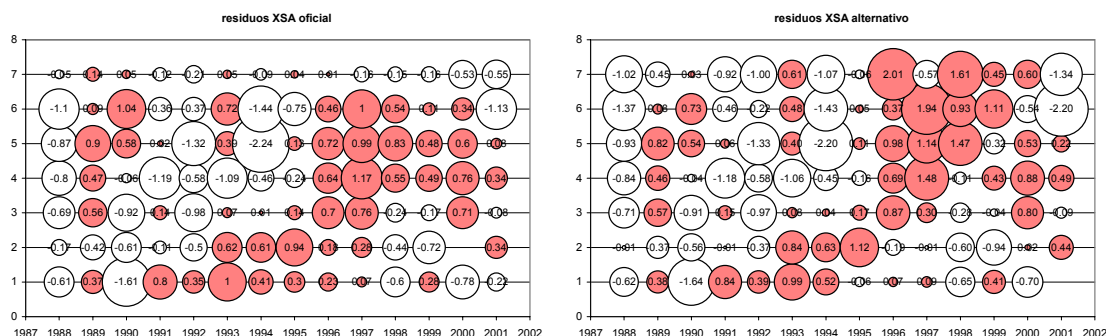


Figura 4.7.- Residuos del análisis de capturabilidad del XSA oficial, tal como fue aprobado por el Consejo Científico de NAFO (izquierda), y residuos del XSA propuesto con parámetros alternativos (derecha). Los residuos fueron calculados como:  $\ln(N_{est}/N_{ypa})$ , siendo  $N_{est}$  la abundancia estimada por el modelo y  $N_{ypa}$  la abundancia calculada por el análisis de cohortes.

La Figura 4.7 muestra los residuos ( $\ln q_{obs} - \ln q_{esp}$ ) de ambos modelos. En la presentación de la evaluación en NAFO (Vázquez y Cerviño, 2002) se criticó el análisis al observar que los residuos de la edad 7 eran muy inferiores a los del resto de las edades (gráfico de la izquierda) y por lo tanto podían estar desequilibrando el ajuste global del modelo. La causa de este desequilibrio se debía a la especificación conjunto del peso del *shrinkage* para el último año y la última edad, opción obligada por el *software* usado (Darby y Flatman, 1994). Los residuos del ajuste propuesto en este estudio (gráfico de la derecha), que corresponden a un modelo que no aplica el *shrinkage* en el último año y, por lo tanto, puede dar más peso al *shrinkage* de la edad terminal, muestran que los residuos de la edad 7 están equilibrados respecto a las otras edades, aunque no se aprecia que los residuos de estas otras edades hayan mejorado en las edades superiores (5, 6 y 7) de los últimos años, donde dominan los residuos positivos. Sin embargo el modelo alternativo ha sido el aplicado en este trabajo ya que la motivación para el cambio de las restricciones al *shrinkage* es más que razonable y su aplicación sólo se justifica debido a las limitaciones en las especificaciones del modelo (Darby y Flatman, 1994).

El *análisis retrospectivo* es un mecanismo de diagnóstico del comportamiento del ajuste del modelo (Mohn, 1999). La idea del análisis retrospectivo es simple: partiendo del modelo ajustado, se van dejando aparte, uno a uno, los años más recientes y se ajustan los datos restantes con las mismas especificaciones. Se entiende que un modelo funciona correctamente, si año a año observamos los mismos resultados. Habitualmente se usan como variables de control a la biomasa frezante, la tasa de mortalidad por pesca media y el reclutamiento. Este tipo de análisis se realiza de un modo rutinario en los grupos de evaluación. El análisis retrospectivo se aplica regularmente en la evaluación del bacalao de Flemish Cap desde 1999 (Vázquez *et al.*, 1999), y los resultados han mostrado una tendencia a sobreestimar la biomasa frezante e infravalorar el coeficiente de mortalidad por pesca. Esta tendencia ha sido más marcada en los años más recientes (Vázquez y Cerviño, 2001; 2002), y tal como se muestra en la Figura 4.8 el patrón retrospectivo observado pone de manifiesto un problema en el ajuste del modelo.

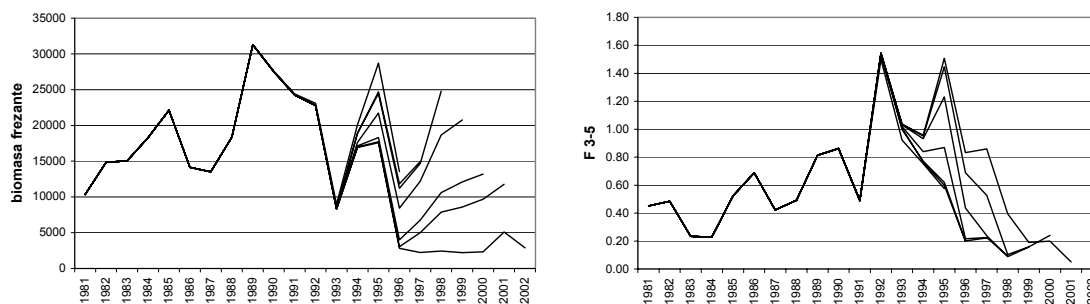


Figura 4.8-. Análisis retrospectivo de la biomasa frezante (izquierda) y del coeficiente de mortalidad por pesca medio de las edades 3 a 5 (derecha)

En la Figura 4.8 se observa el patrón retrospectivo para la biomasa frezante y la tasa de mortalidad por pesca media de las edades 3 a 5 ( $F_{3-5}$ ). El año terminal de las series analizadas va de 1995 a 2001 para la  $F$  y de 1996 a 2002 para la biomasa frezante. El desajuste entre las estimaciones realizadas en distintos años es un claro indicador de la existencia de problemas en el modelo. El patrón retrospectivo muestra una clara tendencia a sobrestimar la biomasa frezante subestimar la  $F_{3-5}$ ; la última serie, la que termina en 2002 muestra que la biomasa frezante se mantuvo por debajo de las 5 000 t desde 1996, mientras que las series anteriores muestran valores considerablemente más altos, que incluso superan las 15 000 t en las series que terminan en 1999 y 1998. De un modo similar, pero en sentido opuesto, nos encontramos con que la  $F$  de los años recientes estaba siendo subestimada con respecto a la serie de la última evaluación.

La inclusión de los datos del último año (2001) ha cambiado considerablemente la percepción del estado de la pesquería de los últimos 7 años. El ajuste realizado en NAFO muestra un patrón retrospectivo muy parecido (Vázquez y Cerviño, 2002), aunque un poco menos marcado, esta pequeña diferencia puede explicarse como consecuencia del cambio de las especificaciones del ajuste, ya que en el modelo propuesto se eliminó el *shrinkage* a la  $F$  del año terminal, que era un cambio necesario dada la fuerte tendencia en el descenso de la  $F$  en los años recientes (Figura 4.6), sin embargo, el *shrinkage* ayuda a estabilizar la  $F$  en el tiempo, reduciendo el patrón retrospectivo (ICES, 1993), lo cual favorece un patrón retrospectivo más homogéneo.

La causa última de los patrones retrospectivos es un cambio en la capturabilidad estimada por el modelo tras la adición de los datos de un nuevo año (Evans, 1996; Mohn, 1999). Este cambio de capturabilidad puede ser real o virtual. Puesto que la capturabilidad es la proporción de la población de peces capturada por una unidad de esfuerzo (Gulland, 1983), entendemos por cambios reales a aquellos que se deben principalmente a una mejora (o empeoramiento) en la eficacia con la que se captura la especie objetivo, mientras que los cambios virtuales se deberían a una inadecuada estimación de la población real mediante el análisis de población virtual (APV).

Los *cambios reales* de capturabilidad suceden fundamentalmente cuando se usan capturas por unidad de esfuerzo (CPUE) como índices de abundancia, ya que la eficacia en las capturas comerciales suele mejorar por el aprendizaje de las tripulaciones o por las mejoras tecnológicas (Gunderson, 1993). Sin embargo, este tipo de cambios son menos frecuentes en las campañas de muestreo ya que se tiene especial cuidado en mantener un método de muestreo constante año a año. Sin embargo se han descrito casos de cambios en la capturabilidad de la campaña independientes de alteraciones en

el método de muestreo, por ejemplo: debido a cambios en la distribución o la densidad de la especie (Smith y Page, 1996; Godø et al., 1999), a cambios en las condiciones ambientales (Smith y Page, 1996; Swain *et al.*, 2000) o a cambios en el estado de madurez de la población (Thórarinnsson y Jóhannesson, 1997). De estas alteraciones tal vez la mejor estudiada sea la debida a un cambio en la distribución de la población hacia zonas de diferente profundidad (Godø y Engås, 1989, Walsh, 1996), ya que la apertura lateral del arte puede cambiar con la profundidad y por lo tanto puede producirse un cambio encubierto en las estimaciones del área barrida.

Los *cambios virtuales* de capturabilidad se deben a una incorrecta estimación de la abundancia real mediante APV; puesto que este método se basa en un sistema de ecuaciones deterministas, no en un análisis estadístico donde se minimice algún tipo de función objetiva (Lassen y Medley, 2001); esta mala definición de la abundancia estaría motivada por sesgo en los datos de entrada: capturas por edad o mortalidad natural por edad (Ulltang, 1977; Walters y Punt, 1994; Patterson, 1998; Patterson *et al.*, 2001; Reeves, 2003).

En la campaña Flemish Cap, que se viene realizando desde 1988, se ha procurado mantener constante el método de muestreo, y aunque ha habido algunos cambios metodológicos en los primeros años de la serie (Vázquez, 2002); es poco probable que estos cambios hayan tenido repercusiones importantes sobre la capturabilidad real. Aunque la estimación de ésta mediante el XSA contiene un error aleatorio producido por la variabilidad de los índices de la abundancia de la campaña, estos errores aleatorios no deberían producir tendencias como las mostradas en el análisis retrospectivo (Figura 4.8). La capturabilidad es un parámetro intermedio en el ajuste del XSA, constante en el tiempo y estimado independientemente para cada edad (Shepherd, 1999). El análisis retrospectivo de la capturabilidad estimada para las distintas edades del bacalao de Flemish Cap nos muestra como ha ido cambiando la estimación de este parámetro manteniendo los mismos parámetros de ajuste todos los años (Figura 4.9)

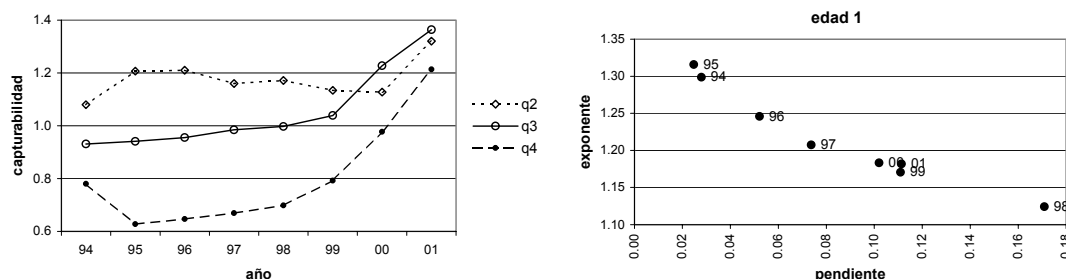


Figura 4.9.- Parámetros de capturabilidad estimados mediante análisis retrospectivo. El gráfico de la izquierda muestra la evolución de la capturabilidad de las edades 2, 3 y 4 ( $q_2$ ,  $q_3$  y  $q_4$ ). El gráfico de la derecha muestra la evolución de los dos parámetros que definen la capturabilidad a la edad 1.

El análisis retrospectivo de la capturabilidad no es un procedimiento que se use habitualmente como método diagnóstico en los grupos de evaluación, ni en ICES ni en NAFO, aunque ha sido usado en estudios de simulación sobre las causas del patrón retrospectivo en modelos estructurados por edad, como el ADAPT (Mohn, 1999). Sin embargo, el análisis retrospectivo de la capturabilidad revela claramente las tendencias y las edades conflictivas en el ajuste del modelo, y puesto que el modelo considera que la capturabilidad se mantiene constante en el período analizado, el método proporciona

la manera más directa de observar una posible violación de esta suposición fundamental para el ajuste del XSA.

La Figura 4.9 muestra las tendencias de los parámetros del análisis de capturabilidad estimados mediante el XSA desde el año 1994 hasta el 2001. Cada año añadido implica ajustar el modelo con nuevos datos de capturas, mortalidad natural e índices de abundancia, de tal manera que la capturabilidad del año 1994 está estimada con 7 años de datos (1988-94) y la capturabilidad del año 2001 con 14 años (1988-01).

Para la edad 1 (gráfico de la derecha) el modelo contiene dos parámetros,  $\phi$  (pendiente) y  $\gamma$  (exponente) (Ecuación 4.5), que tal como muestra la Figura 4.9, están altamente correlacionados, de tal manera que su evolución temporal por separado no sería informativa de tendencias temporales. Si seguimos su evolución conjunta, tal como se muestra en la gráfica derecha (Figura 4.9) observamos un aumento progresivo de la pendiente a la vez que desciende el exponente desde 1994 hasta 2001, con la excepción del año 1998, donde se experimenta un cambio más fuerte, que marca los máximos y mínimos de pendiente y exponente respectivamente. Ese valor mínimo, próximo a 1, del exponente de la capturabilidad del año 1998 aproxima la relación entre el índice y la abundancia, a una línea recta, mientras que en los otros años la relación exponencial es más patente. También hay que resaltar que en los tres últimos años (1999, 2000 y 2001) la estimación de estos parámetros parece haberse estabilizado con valores próximos a 0,11 y 1,17 para los dos parámetros:  $\phi$  (pendiente) y  $\gamma$  (exponente), respectivamente.

El gráfico de la izquierda (Figura 4.9) muestra la tendencia en la capturabilidad estimada por el modelo para las edades 2, 3 y 4. Una de las restricciones impuestas al modelo para reducir los parámetros a estimar es que la capturabilidad sea constante para las edades 4 y superiores, de tal manera que la capturabilidad estimada para la edad 4 servirá también para estimar la abundancia de las edades superiores (5, 6 y 7); esto reduce el número de parámetros a estimar, facilitando el ajuste del modelo (Shepherd, 1999). En general, la capturabilidad es mayor a la edad 2, con valores alrededor de 1,2, y disminuye con la edad, alcanzando los mínimos a la edad 4 con valores ligeramente superiores a 0,6 en 1995. Esto quiere decir que la campaña captura con más eficacia a la edad 2, que a la 3, a la 4 y superiores.

Respecto a la tendencia temporal de la capturabilidad estimada (Figura 4.9), llama la atención la tendencia de ésta a aumentar, especialmente en los años recientes. La edad 2 se mantiene más o menos estable, aunque en el último año se observa una fuerte subida. La edad 3 presenta una trayectoria de capturabilidad relativamente estable en los años 1994 a 1999, aunque con tendencia a aumentar, tendencia que es clara en los años 1999 a 2001. Por último, la capturabilidad a edad 4, que también representa a las edades superiores (5, 6 y 7) muestra una tendencia relativamente estable entre 1994 y 1998, aunque ligeramente ascendente, y a partir de 1998 el aumento de la capturabilidad es muy marcado, pasando de 0,7 en 1998 a 1,2 en 2001.



### 4.2.3 Descripción de los métodos empleados para evaluar la incertidumbre

Tan importante como la estimación de las variables que determinen el estado del stock (biomasa frezante o abundancia) o el estado de explotación (F) es la determinación de su error asociado, ya que son los errores los que permiten cuantificar el riesgo asociado a cualquier decisión sobre la gestión del recurso. La evaluación de este riesgo es una de las principales tareas del proceso de evaluación de pesquerías bajo el planteamiento de precaución (NAFO, 1998; 2003)

Existen numerosos métodos para la estimación de la incertidumbre asociada a los resultados de los modelos; Patterson *et al.* (2001) realiza una completa revisión de los métodos al uso en la estimación de la incertidumbre asociada a la evaluación y a la proyección del estado del stock. Encuentra que los métodos analíticos, a pesar de ser computacionalmente más simples, no son usados con frecuencia y son preferibles los métodos de remuestreo (*bayesiano*, *bootstrap* y *Monte Carlo*); según Patterson *et al.* (2001) existen dos motivos para que los métodos de remuestreo sean preferibles: (a) los métodos analíticos son poco flexibles para introducir o admitir incertidumbre en otros parámetros diferentes a los estimados formalmente por el modelo, es decir, aquellos que son usados para minimizar (o maximizar) una determinada función objetiva y (b) además, los métodos analíticos frecuentemente se basan en aproximaciones lineales (Press *et al.*, 1992; Selvin, 1998), que rara vez se cumplen (Gavaris, 1999b) o en suposición de normalidad, que tampoco suelen cumplirse (Patterson, 1999a).

Los métodos que vamos a emplear aquí son métodos de remuestreo *bootstrap*, basados en la distribución del error de los datos originales (*bootstrap* no condicional) o basados en la distribución de los residuos del ajuste original del modelo (*bootstrap* condicional). Los métodos no condicionados pueden ser paramétricos o no paramétricos; los paramétricos asumen una determinada distribución de la variable de interés, en este caso se probarán dos de las distribuciones que más se asocian a la abundancia de peces: distribución lognormal y distribución gamma (Myers y Pepin, 1990; Pennington, 1996; Patterson, 1999a; Cadigan y Myers, 2001), los no paramétricos se basan en el remuestreo de la distribución empírica de la abundancia por edad<sup>1</sup>. La Tabla 4.1 muestra los métodos aplicados.

método	modelo	distribución	Creación de nuevos datos (remuestreo)
<i>Bootstrap</i>	condicional	no paramétrico	Los residuos observados del ajuste son remuestreados con remplazamiento y añadidos a los valores predichos por el modelo para componer un nuevo grupo de datos.
		no paramétrico	Los datos observados son remuestreados con remplazamiento en cada ajuste
	no condicional	paramétrico	Los datos observados se ajustan a una determinada distribución estadística (normal, log-normal, gamma, etc.); esta distribución será usada para generar números aleatorios en cada iteración.

Tabla 4.1.- Definición de los métodos de remuestreo *bootstrap* aplicados en este trabajo.

<sup>1</sup> Tal como fue obtenida en el capítulo 1.

La suposición fundamental del esquema desarrollado es que los índices de abundancia son la principal fuente de error y por lo tanto la principal causa de incertidumbre, y que cualquier otra fuente de error está enmascarada por ésta. Ésta es la misma suposición que sostiene a los modelos de calibración, tanto al ADAPT (Gavaris, 1988) como al XSA (Darby y Flatman, 1994).

El proceso de estimación de la variabilidad de los índices de abundancia por edad del bacalao de Flemish Cap mediante métodos *bootstrap* se desarrolla en tres etapas. En la primera etapa se simula la variabilidad de los índices de abundancia por distintos métodos *bootstrap*, un número suficientemente grande de veces, 3000 en este caso, para favorecer la convergencia. En la segunda etapa se ajusta el modelo para cada una de estas 3000 matrices de índices de abundancia y se guardan los 3000 resultados del modelo. Por último se calculan los estadísticos *bootstrap* de estas cantidades, que nos permitirá comparar el comportamiento de cada una de las cuatro alternativas propuestas y analizar la variabilidad en la evaluación del bacalao de Flemish Cap. A continuación se describen las tres etapas a las que se ha hecho referencia:

#### 4.2.3.1 Métodos de simulación de los índices de abundancia

La variabilidad en los datos de entrada se produce en los índices de abundancia por edad y esta variabilidad se genera en esta simulación de cuatro maneras distintas: *bootstrap* no paramétrico (condicionado y no condicionado), y *bootstrap* paramétrico no condicionado (lognormal y gamma). El único componente variable de las simulaciones son los índices de abundancia por edad, este componente es común en los cuatro métodos se describen a continuación.

##### *Bootstrap paramétrico, lognormal (BLN) y gamma (BG)*

La distribución de los índices de abundancia por edad observada es ajustada a un modelo paramétrico con los valores del índice de abundancia y de su error estándar, tal como fueron calculados en el capítulo 1, teniendo en cuenta el proceso completo de muestreo (capturas totales, tallas y edades) y corrigiendo el sesgo bootstrap debido al tamaño de la muestra. Se trata ahora de simular distribuciones lognormales y gamma, que tengan como valor esperado el valor observado en la campaña, es decir, la abundancia estratificada, y como varianza, su varianza estimada (Figura 4.10).

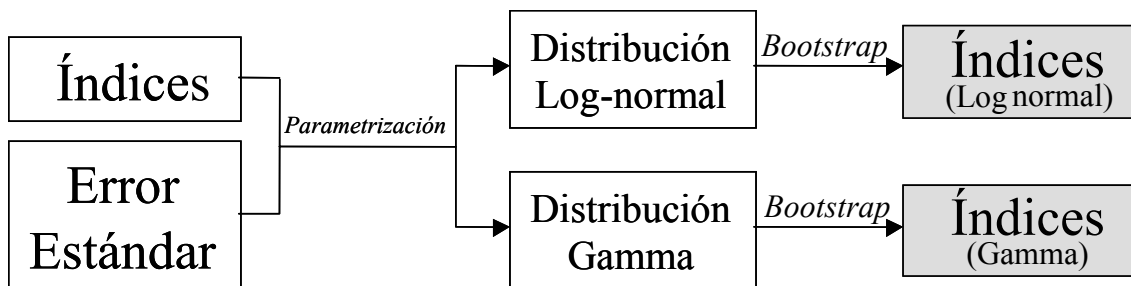


Figura 4.10.- Esquema de la generación de matrices de índices de abundancia por edad mediante métodos paramétricos, ajustando los valores observados a distribuciones estadísticas lognormales y Gamma.

La **distribución lognormal** de los índices de abundancia por edad se crea generando números aleatorios con distribución normal, para lo cual es necesario reparametrizar la

correspondiente función normal a partir del índice observado ( $I$ ) y de su varianza ( $s^2$ ) estimada. De tal manera que:

$$I_{a,e}^* = \exp(\varepsilon)$$

donde  $\varepsilon = N(\mu, \sigma)$ ;  $I_{a,e}^*$  se refiere a cada valor bootstrap lognormal que toma el índice; los subíndices  $a$  y  $e$  se refieren al año y la edad. Los valores de  $\mu$  y  $\sigma$  se calculan a partir del valor de cada índice de abundancia ( $I$ ) y de su correspondiente error estándar ( $s$ ), de la siguiente manera (Smith y Gavaris, 1993a):

$$\mu_{a,e} = \ln(I_{a,e}) - \frac{\sigma_{a,e}^2}{2}$$

$$\sigma_{a,e} = [\ln(cv_{a,e}^2 + 1)]^{1/2}$$

donde  $cv$  es el coeficiente de variación de los índices de abundancia por edad ( $s/I$ ).

Las tablas con los valores de  $\mu$  y  $\sigma$  de los índices de abundancia por edad del bacalao de Flemish Cap para los años 1988 a 2001 y edades 1 a 7 se muestran en el apéndice V. Con estos valores se puede generar números aleatorios lognormales con un simulador de números normales, como RiskNorm ( $\mu, \sigma$ ), de @Risk (2000), en EXCEL, o se puede usar directamente el simulador de números lognormales que proporciona @Risk, RiskLognorm( $I, s$ ), como se ha hecho en esta simulación.

La **distribución gamma** es una distribución definida por dos parámetros, alfa ( $\alpha$ ) o parámetro de forma, y beta ( $\beta$ ) o parámetro de escala (Evans et al., 2000). Al igual que la distribución lognormal, está sesgada hacia la derecha y su media es proporcional a su error estándar, por lo tanto es un buen descriptor de la distribución de la abundancia de los peces (Patterson, 1999a; Cadigan y Myers, 2001; Schnute y Haigh, 2003). Se diferencia de la distribución lognormal en que está definida para valores 0 y que con sólo dos parámetros tiene una mayor flexibilidad. Los parámetros  $\alpha$  y  $\beta$  se calculan a partir de la media ( $I$ ) y la varianza ( $s^2$ ) de los índices de abundancia por edad, de tal manera que:

$$\alpha_{a,e} = I_{a,e}^2 / s_{a,e}^2$$

$$\beta_{a,e} = s_{a,e}^2 / I_{a,e}$$

Las tablas con los valores de  $\alpha$  y  $\beta$  de los índices de abundancia por edad del bacalao de Flemish Cap para los años 1988 a 2001 y edades 1 a 7 se muestran en el apéndice V. Los valores bootstrap gamma se generan con la función RiskGamma ( $\alpha, \beta$ ) de @Risk en EXCEL.

#### *Bootstrap condicionado (BC)*

Un caso especial del bootstrap, para el análisis de los resultados del ajuste de datos a un los modelo, es el denominado condicional (Efron y Tibshirani, 1993; Manly, 1997;

Davison y Hinkley, 1997). Recibe este nombre por estar condicionado al ajuste del modelo. El método consiste en ajustar el modelo a los datos y aislar, por un lado los valores predichos por el modelo y por otro lado los residuos. Los índices de abundancia bootstrap son creados a partir de los valores predichos por el modelo, a cada uno de los cuales se les añade aleatoriamente uno de los residuos. Los residuos se remuestran aleatoriamente y con remplazamiento, asumiendo que estos son independientes y están idénticamente distribuidos.

El método empleado es una modificación del descrito por Mohn (1993), aunque está adaptado para tratar con la transformación logarítmica de los datos que realiza el XSA para ajustar el modelo (Darby y Flatman, 1994). Se evita así el problema de generar índices de abundancia negativos, que obligó a Mohn (1993) a truncar los valores inferiores a 0 y que puede ser una causa de sesgo en los resultados.

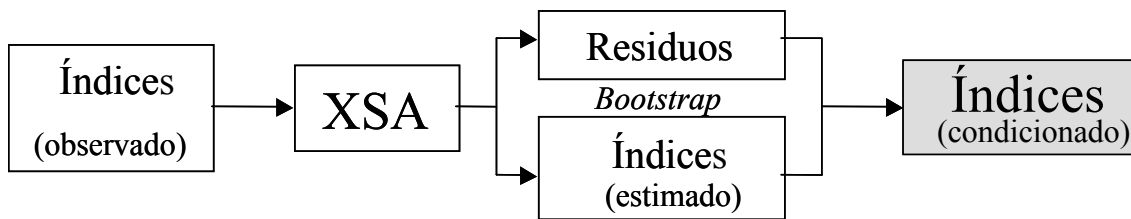


Figura 4.11.- Bootstrap condicionado. Generación de la matriz de índices de abundancia, condicionados por el ajuste del modelo. Los índices de cada edad se reconstruyen sumando al valor del índice estimado (en escala logarítmica), un residuo tomado al azar de entre los residuos observados para esa misma edad.

La Figura 4.11 representa de un modo esquemático el proceso a seguir para generar una nueva matriz de índices de abundancia por edad en cada iteración. La distribución bootstrap de los índices de abundancia se simula a partir de los valores estimados por el modelo, junto con los residuos, de la siguiente manera:

1. Se ajusta el XSA con los índices de abundancia por edad observados. El XSA ajusta la regresión de capturarabilidad, para cada edad, en escala logarítmica.
2. Se separan los valores estimados por el modelo ( $\ln I_{est}$ ) y sus residuos ( $\varepsilon = \ln I_{obs} - \ln I_{est}$ ). Para cada edad se crea un vector de residuos ( $E_e = \{\varepsilon_{1988}, \varepsilon_{1989}, \dots, \varepsilon_{2001}\}$ ).
3. Antes de cada iteración se genera una nueva matriz de residuos bootstrap del mismo tamaño que la original, remuestrando los residuos con remplazamiento para crear, para cada edad, un nuevo vector de residuos bootstrap ( $E_e^* = \{\varepsilon_a^*, \dots\}$ ); siendo  $e$  el indicador de la edad y  $a$  un número al azar entre 1988 y 2001.
4. En cada iteración se genera una nueva matriz de índices de abundancia por edad bootstrap ( $I^*$ ) de manera que  $I_{a,e}^* = \exp(\ln I_{est} + \varepsilon_a^*)$

Hay que tener en cuenta que el modelo aplicado al bacalao de Flemish Cap usa la capturarabilidad estimada en la edad 4 para las edades 4 y superiores, así, el cálculo del  $\ln I_{est}$  para estas edades se realiza con los parámetros de capturarabilidad de la edad 4.

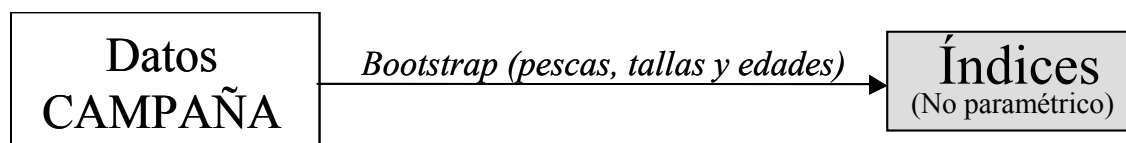
Otra importante cuestión a tener en cuenta es que el proceso bootstrap condicionado proporciona valores del índice a principios del año, no en la época real de la campaña.

Ante esta dificultad hay dos opciones: modificar el valor de los índices aplicando la  $F$  estimada por el modelo para trasladar los índices hasta el momento de la campaña, en julio o mantener los índices a principios de año y corregir los parámetros que indican la época de la campaña (apéndice IV) a principios de año. Las simulaciones realizadas en el Capítulo 2, muestran que la diferencia entre hacerlo de una o otra manera no son importantes, así que por comodidad de cálculo se optó por la segunda de las opciones.

#### *Bootstrap no paramétrico (BNP)*

El bootstrap no paramétrico no condicionado es el proceso de remuestreo que menos suposiciones exige. Se corresponde al bootstrap estándar descrito por Efron y Tibshirani (1993), se basa en que la distribución de la muestra es la mejor representación de la distribución de la población y remuestrear la muestra nos permite ver lo que sucedería si remuestreásemos la población. Los datos observados son remuestreados con remplazamiento para generar nuevos grupos de datos que serán usados para ajustar el modelo

En el caso de la distribución de los índices de abundancia por edad del bacalao de Flemish Cap, el método de remuestreo fue descrito en el Capítulo I y no es necesario entrar aquí en detalles, aunque es importante recordar que el método incluía como novedad los tres niveles de muestreo de la campaña (capturas, tallas y edades); que como consecuencia del bajo número de estaciones en cada estrato, el método subestimaba el error estándar en aproximadamente un 7,4%; y que en algunos casos de clases poco abundantes la distribución de sus índices de abundancia bootstrap podía incluir valores 0.



*Figura 4.12.- Generación de matrices de índices de abundancia mediante el remuestreo bootstrap de los datos de la campaña, teniendo en cuenta los 3 procesos de muestreo (pescas, tallas y edades).*

Los detalles del proceso de remuestreo de los datos de la campaña se mostraron en el capítulo 1 aunque, de un modo simplificado, se muestra el esquema en la Figura 4.12. Los valores observados en la campaña se remuestran en cada iteración generando una nueva matriz de índices de abundancia para los años 1988 a 2001 y para las edades 1 a 7. Cada una de estas matrices será usada para ajustar el modelo.

Las ventajas de este mecanismo de remuestreo frente a los otros anteriormente descritos son dos: por una parte mantiene la estructura de los datos observados, sin recurrir a consideraciones paramétricas, es decir, no es necesario asumir que los datos se ajustan a un determinado modelo estadístico para obtener las propiedades estadísticas de los resultados del modelo (Smith y Gavaris, 1993a); y por otra no es necesario modificar la época de la campaña simulada o recurrir modificaciones basadas en la  $F$  estimada como en el caso del bootstrap condicionado.

Sin embargo, el método también tiene sus inconvenientes: un primer problema sería que algunas clases de edad incluyen valores 0, que si bien son un componente real de la distribución, no pueden ser manejados por el XSA, que recurre a una transformación

logarítmica previa para estimar la capturabilidad. Para evitar este problema es necesario sustituir a los valores 0, en este caso se sustituyen por 0,1. Teniendo en cuenta que los valores 0 afectan sólo a 7 clases poco abundantes (edades 7 de los años 1994 a 1997 y edad 1 del 1999, 2 del 2000 y 3 del 2001) de las 98 clases que compone la matriz, y que en ninguno de los casos superan el 25% de los valores de ninguna de las distribuciones y, teniendo en cuenta que los índices de abundancia son relativamente altos con respecto al valor arbitrario 0,1 establecido (sólo 5 están por debajo de 10), se asume que su efecto no es importante. El segundo problema del bootstrap no paramétrico es la subestimación del error de los índices de abundancia por edad en un promedio del 7,4%, debido al número relativamente bajo de estaciones por estrato; éste es un problema de difícil solución y aunque se han propuesto soluciones teóricas reduciendo el número de estaciones remuestreadas (Rao y Wu, 1988; Sitter, 1992), método seguido por Smith y Gavaris (1993a) y Smith (1997), este tipo de soluciones ha sido criticado por corregir artificialmente la estructura de la distribución de la muestra con el fin de reproducir la varianza estimada por un método estándar (Booth y Presnell, (1999), es decir, carecen de un fundamento teórico, y no han sido aplicados en esta simulación. Obviamente, esta decisión condiciona el análisis de los resultados ya que la variabilidad simulada de los datos de entrada es inferior a la variabilidad real.

#### **4.2.3.2 Ajuste del modelo a los índices simulados**

Una vez que disponemos de un mecanismo de simulación de los índices de abundancia, el paso siguiente es ajustar el modelo con cada una de las matrices de datos simuladas. La Figura 4.13 muestra la estrategia general del proceso a seguir.

El XSA necesita tres tipos de datos, tres matrices de años-edades para las capturas, la mortalidad natural y los índices de abundancia. Las dos primeras, capturas y mortalidad natural se asume que son conocidas y sin error (Shepherd, 1999), y son usadas para resolver el análisis de cohortes (Ecuación 4.1 y Ecuación 4.2), que nos proporciona la matriz de abundancia (N) y la de la tasa instantánea de mortalidad por pesca (F), ambas por año y edad. Los índices de abundancia son la variable medida con error, y se usan para calibrar, mediante regresión, las abundancias (N) estimadas en el análisis de cohortes; la relación entre abundancia real e índice de abundancia (por edad) es el parámetro que se conoce como capturabilidad (Q), que es tratada por el modelo como constante para cada edad e independiente del tiempo (Shepherd, 1999).

Abundancia (N), mortalidad por pesca (F) y capturabilidad (Q) son los resultados que nos proporciona el XSA y cuya variabilidad, dependiente de la variabilidad de los índices de abundancia, será uno de los objetivos del análisis. Los valores que se utilizan para evaluar el estado del stock y de su explotación, son valores anuales dependientes de estas variables. El indicador del estado de la explotación es la F anual; en este caso se usa la media aritmética de las edades 3 a 5, al igual que en la evaluación de NAFO (Cerviño y Vázquez, 2000; Vázquez y Cerviño, 2001). Como indicador del estado del stock se usa la biomasa frezante anual, que se calcula como la suma de productos de abundancia por edad, peso por edad y madurez por edad de cada año.

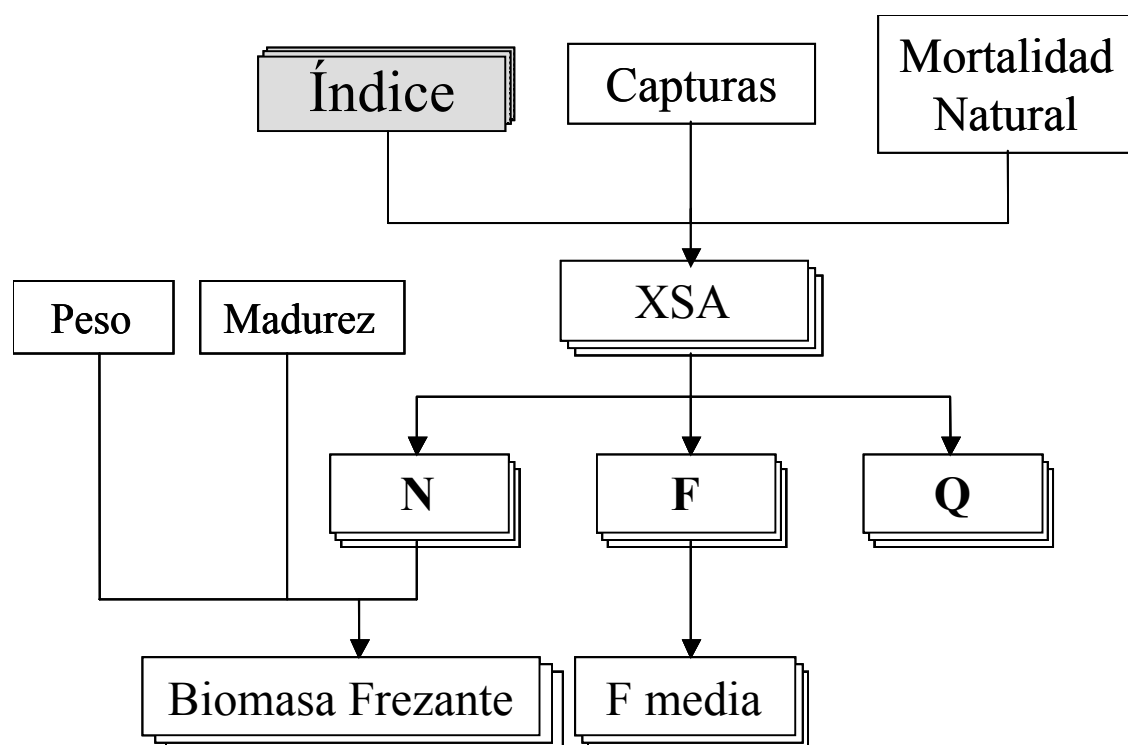


Figura 4.13.- Esquema del proceso de generación de distribuciones bootstrap de los resultados del XSA, a partir de la simulación con variabilidad en los índices de abundancia por edad. La superposición de rectángulos indica los componentes variables del sistema.

La variabilidad de la madurez y del peso por edad no se incluye en el modelo para evitar confusiones en el análisis del efecto de los índices de abundancia, que es el principal objetivo de este trabajo, sin embargo sería perfectamente posible hacerlo mediante remuestreo (Restrepo *et al.*, 1992; Kell *et al.*, 1999). Esta decisión implica que se asume que su participación en el error no es determinante.

El modelo completo se desarrolló en una hoja de cálculo EXCEL de Microsoft (EXCEL 2000) complementada con las siguientes librerías: para el ajuste del XSA se usó la librería de funciones FishLab (Kell, 1998) desarrollada en Lowestoft, Inglaterra; para la simulación *bootstrap* paramétrica se usó el simulador de modelos estadísticos @Risk (2000), y para los modelos no paramétricos (condicionados y no condicionados) se desarrollaron aplicaciones *ad hoc* en el programa de EXCEL, Visual Basic para Aplicaciones (VBA).

Una de las dificultades del proceso es el descarte de las simulaciones en los que el XSA no llega a converger; las 3000 iteraciones implican 3000 ajustes, y no todos alcanzan los criterios de convergencia establecidos. El XSA se ajusta mediante un proceso iterativo de búsqueda de parámetros que se detiene cuando estos parámetros se estabilizan entre una iteración y la siguiente. El criterio es que el sumatorio en valor absoluto de las diferencias entre las  $F$ 's por edad del último año, el año 2001, en dos iteraciones sucesivas sea inferior a 0,0001 (Darby y Flatman, 1994).

$$\sum_{edad} |(F_i - F_{i-1})| < 0.0001; \text{ siendo } i \text{ el número de la iteración en el ajuste del XSA}$$

Para saber si el criterio de convergencia ha sido alcanzado, Laurence Kell, el programador del *software FishLab*, incluyó en las salidas del ajuste del XSA una medida objetiva de la bondad del ajuste en las últimas iteraciones, que nos permite valorar el nivel de convergencia alcanzado. El valor usado es el sumatorio del cuadrado de los residuos promediado por el inverso de la varianza estimada (L. Kell, comunicación personal). Si el cambio de este valor en las dos últimas iteraciones es inferior 0,0001 se considera que el modelo ha alcanzado un nivel de convergencia aceptable y por lo tanto, se aceptan los resultados del ajuste. En ninguna de las 4 simulaciones *bootstrap* hubo que descartar más de 2 de las 3000 iteraciones.

#### 4.2.3.3 Estadísticos usados para la comparación de los distintos métodos

Es necesario distinguir dos tipos de variables de interés para el análisis: por un lado están aquellas directamente derivadas del ajuste del modelo, relacionadas con la estructura por edades, que describen procesos que permiten valorar la calidad del ajuste del modelo en función de la estructura del error asumida (lognormal, gamma, no paramétrica o condicionada); estas variables son la capturabilidad ( $q$ ), la tasa de mortalidad por pesca ( $F$ ) y la abundancia ( $N$ ), todas ellas por edad. Por otro lado están las variables de interés con propósitos de gestión, que resumen el estado del stock y de la explotación y que permiten compararlas con los puntos de referencia de gestión; estas cantidades se derivan de las primeras (Figura 4.13) y son la biomasa frezante y la tasa instantánea de mortalidad por pesca.

Este proceso de simulación (Figura 4.13) permite obtener un número suficientemente grande de resultados (3000), a partir de los cuales podemos construir la distribución de probabilidad de la tasa instantánea de mortalidad por pesca ( $F$ ) y de la abundancia ( $N$ ), ambas por año y edad, de la capturabilidad ( $q$ ) por edad, y de la mortalidad media ( $F$ ) y de la biomasa frezante, ambas por año. Estas distribuciones de probabilidad permiten calcular los estadísticos descriptivos para cada una de estas variables mediante técnicas *bootstrap* (Efron y Tibshirani, 1993; Manly, 1997; Davison y Hinkley, 1997). El método de cálculo está descrito en el capítulo 1. Estos estadísticos son: el coeficiente de variación como medida estandarizada de la precisión del estimador; la correlación como medida estandarizada de dependencia lineal entre distintas variables; el sesgo, como medida relativa de la desviación entre un parámetro estimado por el modelo y su valor *bootstrap*, también llamado sesgo estadístico (Gavaris, 1999b). Por último se usaran los intervalos de confianza, el rango y la forma para completar la comparación de los resultados de las distintas simulaciones.<sup>1</sup>

El objetivo de la evaluación de una pesquería no es únicamente descriptivo; es necesario realizar un análisis de riesgos asociado a las distintas alternativas de gestión (Hilborn y Walters, 1992), y así ha sido expresado por el Consejo Científico de NAFO (1998; 2003). En el caso del bacalao de Flemish Cap cuya pesquería está cerrada debido al bajo nivel de biomasa frezante, el interés de la evaluación es determinar la probabilidad de que esta biomasa frezante se encuentre dentro de sus límites, es decir, la probabilidad de que se encuentre por encima de 14 000 t, nivel por debajo del cual se observa un descenso en la abundancia de los reclutamientos (Cerviño y Vázquez, 2000), por lo que

---

<sup>1</sup> El método de cálculo de estos estadísticos a partir de su distribución *bootstrap* ya fue descrito en el capítulo 1 (ver Figura 2.4).



se ha establecido como  $B_{lim}$ . Según la última reunión de NAFO sobre el planteamiento de precaución, si la biomasa de un stock se encuentra por encima de su punto de referencia límite se podría reabrir la pesquería (NAFO, 2003). En estas circunstancias, uno de los objetivos de este estudio será establecer cual de los cuatro métodos de estimar la variabilidad de la biomasa frezante proporciona una visión más real del error asociado a su estimación.

Para aconsejar sobre el riesgo asociado a la reapertura no es suficiente con estimar la cantidad de interés o con añadirle a ésta los estadísticos descriptivos asociados. Es necesario investigar su distribución de probabilidad (Gavaris, 1999b), y la manera gráfica más informativa de presentarla es mediante la distribución de frecuencias acumulada, que nos permite asignar directamente la probabilidad de que la biomasa frezante (o la cantidad de interés) se encuentre por encima (o por debajo) de un determinado nivel de referencia (Figura 4.14). De esta manera, los gestores que reciban el consejo podrán tomar la decisión que consideren oportuna con el conocimiento del riesgo asociado a su decisión (p.e. Prob ( $B_{actual} < B_{lim}$ )).

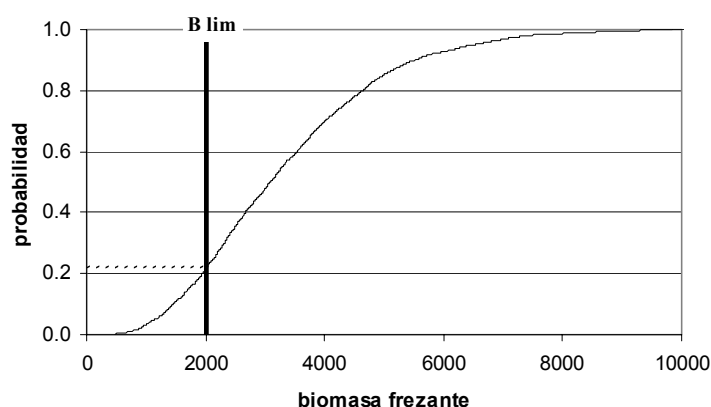


Figura 4.14.- Distribución de probabilidad acumulada (línea fina);  $B_{lim}$  representa la biomasa límite (línea gruesa); y la probabilidad de que la biomasa está por debajo de  $B_{lim}$  está representada por la línea de puntos.

La Figura 4.14 ilustra la manera gráfica de presentar el riesgo asociado a una decisión. En esta figura se presentan: la distribución acumulada (de la biomasa frezante), el punto de referencia límite ( $B_{lim}$ ) y el punto de corte entre ambas líneas, que representa la probabilidad de que la biomasa esté por debajo del límite. La distribución de frecuencias acumulada se construye con los 3000 valores *bootstrap* ordenándolos de menor a mayor. La probabilidad correspondiente, en el eje de ordenadas, muestra valores entre 0 y 1; puesto que tenemos 3000 valores, es necesario asignarle a cada uno una probabilidad acumulada igual a  $1/3000$ . De esta manera, la probabilidad de que la variable tome un valor por debajo de un determinado valor de referencia (p.e.  $B_{lim}$ ) vendrá determinado por el punto de corte entre la probabilidad acumulada y el valor de referencia.

Hay que tener en cuenta que el estimador *bootstrap* puede estar sesgado debido a la no linealidad de los modelos (Gavaris, 1999b; Patterson *et al.*, 2001) y que por lo tanto la distribución *bootstrap* no representa fielmente las probabilidades asociadas a los posibles valores que pueda tomar este estimador (Efron y Tibshirani, 1993). Existen

distintas técnicas *bootstrap* para corregir este problema (DiCiccio y Efron, 1996). De la misma manera que los percentiles se pueden corregir para tener en cuenta este desvío, tal como fue descrito en el Capítulo 1, también puede corregirse la totalidad de la distribución (Gavaris, 1999b). Las ventajas e inconvenientes de esta corrección al sesgo serán estudiadas para la distribución de la tasa de mortalidad por pesca ( $F_{3-5}$ ) y biomasa frezante de los sobrevivientes; esta última es la variable de mayor interés en estos momentos para la gestión del bacalao de Flemish Cap (Cerviño y Vázquez, 2003).

## 4.3 Resultados

En esta sección se mostrarán los resultados del ajuste del modelo en cada una de las cuatro simulaciones *bootstrap*: no paramétrica (BNP), lognormal (BLN), gamma (BG) y condicional (BC). Primero centrándose en los parámetros estimados, es decir, los datos por edades: abundancia de sobrevivientes y parámetros de capturabilidad; después se revisarán las variables de interés en la gestión (biomasa frezante, reclutamiento y tasa de mortalidad por pesca), de los que se estudiará su evolución en el tiempo y su función de distribución.

### 4.3.1 Variabilidad en los parámetros estimados por el modelo

La calibración del XSA se realiza mediante un método iterativo que busca los valores de los parámetros que producen el mejor ajuste por mínimos cuadrados entre la capturabilidad observada la capturabilidad estimada por el modelo (Shepherd, 1999). Estos parámetros son la abundancia de los sobrevivientes (año 2002) de las edades 2 a 8 y los parámetros de la capturabilidad por edad (2 parámetros para la edad 1 y 3 parámetros más para las edades 2 a 4), en total el modelo tiene que estimar 12 parámetros. La precisión y el sesgo estimados por distintos métodos *bootstrap* son descritos a continuación.

La Tabla 4.2 muestra los resultados para la abundancia por edad de los sobrevivientes, es decir, la abundancia a principios del año 2002 para las edades 2 a 8+. Puesto que los sobrevivientes se estiman con los índices de abundancia por edad de la cohorte correspondiente, y puesto que no existen estimadores para la edad 1, ésta no figura en la tabla ya que no es estimada por el XSA. Las tres columnas encabezadas por “XSA” se refieren a los resultados deterministas del ajuste con los índices originales; primero la abundancia estimada (en miles de individuos) y después las dos estimaciones del error que proporciona el XSA, es decir, el error interno, que se basa en las estimaciones de los errores individuales, y el externo, que se basa en las diferencias entre los distintos estimadores de la abundancia. El coeficiente de variación externo para la edad 2 no figura puesto que la edad 2 es estimada por un único índice de abundancia (edad 1 del año 2001). La función de *FishLab* usada (*FLXSA*) para ajustar el modelo, proporciona una estimación del error estándar de estos valores en escala logarítmica, lo cual es una buena aproximación de los coeficientes de variación de los valores sin transformar (Darby y Flatman, 1994). Las columnas siguientes de la Tabla 4.2 muestran el coeficiente de variación y sesgo de la abundancia por edad estimada por los cuatro métodos *bootstrap*. El sesgo positivo indica que el estimador de la abundancia de los sobrevivientes del XSA está sobreestimando la abundancia en el porcentaje indicado.

Los valores de abundancia estimada por el XSA están dominados por cuatro años seguidos de bajos reclutamientos que dieron lugar cuatro clases de edad especialmente bajas en el año 2002, las edades de 4 a 7. Los errores interno y externo que el modelo estima para estas variables están comprendidos entre 0,79 para la edad 1 y 0,12 para el cv externo de la edad 4, aunque estos datos extremos son excepciones. En general los cv externos e internos son bastante parecidos, con la excepción de la edad 4, donde el cv interno es 0,41 y el externo 0,12; lo que puede indicar un grado “sospechoso” de discordancia entre estimaciones (Shepherd, 1997), sin embargo, no es un problema importante ya que la edad 4 de 2002 pertenece a una cohorte poco abundante con altos

errores en la estimación de los índices, que aporta poco a la abundancia total de los sobrevivientes. Los métodos *bootstrap* proporcionan valores de error más altos para esta clase de edad, entre 0,53 del *bootstrap condicional* (BC) y 1,21 del *bootstrap no paramétrico* (BNP). Puesto que los índices de abundancia que estiman esta clase de edad tienen una alta variabilidad (Apéndice I) los métodos de estimación que tienen una mayor dependencia del error de los datos (métodos no condicionados), producen estimadores de más error, así el error estimado por BNP, BLN y BG es mucho mayor que el estimado por BC o los métodos externos e internos.

edad	XSA			No paramétrico (BNP)		Lognormal (BLN)		Gamma (BG)		Condicional (BC)	
	Abundancia	cv int	cv ext	cv	Sesgo	cv	Sesgo	cv	Sesgo	cv	Sesgo
2	1143	0.76		0.32	27%	0.32	-5%	0.32	1%	0.61	11%
3	747	0.47	0.56	0.30	6%	0.20	-3%	0.22	1%	0.49	10%
4	7	0.41	0.12	1.21	-46%	0.96	-5%	0.93	-41%	0.53	-24%
5	49	0.35	0.43	0.38	33%	0.35	14%	0.37	7%	0.56	9%
6	43	0.32	0.25	0.35	24%	0.30	10%	0.31	6%	0.44	5%
7	31	0.31	0.33	0.34	14%	0.30	6%	0.31	2%	0.50	7%
8	434	0.31	0.22	0.21	18%	0.20	3%	0.20	7%	0.63	10%

Tabla 4.2.- Coeficiente de variación y sesgo (en porcentaje) de los sobrevivientes (abundancia por edad del año 2002), en miles de individuos, aplicando distintos métodos de remuestreo

Cada uno de los 6 métodos analizados (cuatro *bootstrap* y dos analíticos) muestra diferente visión del coeficiente de variación de la abundancia por edad. En general, y si descartamos la edad 4, que es una edad poco abundante y con gran error, los métodos dependientes de la variabilidad de los índices (BNP, BLN y BG) muestran coeficientes de variación claramente menores que los métodos dependientes de la variabilidad estimada por modelo (BC, *Ext* e *Int*). El BNP produce coeficientes de variación ligeramente superiores a BLN y BG, y similares a los métodos *Int* y *Ext*. Los coeficientes de variación observados en BC son claramente superiores a los de los demás métodos.

El sesgo estimado por los distintos modelos también es distinto (Tabla 4.2). La edad 4 muestra el mayor sesgo con los 4 métodos *bootstrap*, con valores negativos en todos los casos, comprendidos entre -5% y -46%. Para el resto de las edades el sesgo es mucho menor, y generalmente positivo, siendo el método BNP el que presenta valores claramente más altos, todos positivos, que oscilan entre 6% a la edad 3 y 33% a la edad 5. El método que presenta sesgos menores es el método BG, que oscilan entre 1% a las edades 2 y 3 y el 7% a las edades 5 y 8+. El método BLN, que mostró coeficientes de variación muy similares al BG, sin embargo produce sesgos claramente diferentes; más bajos para el BLN en las edades menores (entre -3 y -5%) y mas altos en las mayores, excepto en la clase de edad 8+ que muestra un sesgo del 3%, inferior al 7% del BG. Estos resultados apoyan a los obtenidos por Cadigan y Myers (2001), que encuentran que el ADAPT produce resultados menos sesgados cuando se usan estimadores de máxima verosimilitud basados en la distribución gamma, que cuando éstos están basados en la distribución lognormal, incluso cuando los índices de abundancia son generados con un modelo lognormal. Por último, el BC muestra sesgos positivos con

valores comprendidos entre el 5 y el 11% (excluyendo la edad 4), pudiéndose considerar el método que muestra un mayor sesgo, después del BNP.

La Tabla 4.3 muestra los resultados de la capturabilidad estimada por el modelo bajo las cuatro posibles distribuciones de los índices de abundancia. Como ya se comentó, el modelo aplicado al bacalao de Flemish Cap estima la capturabilidad por edad de tres maneras diferentes; así, la edad 1 se estima mediante un modelo de 2 parámetros (Ecuación 4.4), que indica que la capturabilidad depende de la abundancia. Las edades 2, 3 y 4 se estiman mediante el modelo de un parámetro (Ecuación 4.5), es decir, la capturabilidad es constante e independiente de la abundancia. Para las edades superiores a 4 la capturabilidad se mantiene constante e igual a la última capturabilidad estimada, la de la edad 4 (Shepherd, 1999). La Tabla 4.3 muestra, después de la columna de las edades, los valores estimados por el modelo, y en las columnas siguientes muestra el coeficiente de variación y el sesgo estimado por cada uno de los cuatro métodos *bootstrap*.

parámetros	edad	XSA	no paramétrico (BNP)		Lognormal (BLN)		Gamma (BG)		Condicional (BC)	
			cv	sesgo	cv	sesgo	cv	sesgo	cv	sesgo
<i>q</i>	1	0.11	1.28	-27%	0.85	18%	0.85	-11%	0.82	31%
	2	1.32	0.21	-7%	0.12	0%	0.14	-5%	0.17	1%
	3	1.36	0.09	-7%	0.08	-1%	0.09	-4%	0.17	1%
	4-7	1.21	0.09	-8%	0.08	-2%	0.09	-4%	0.22	3%
<b>exp</b>	<b>1</b>	1.18	0.13	12%	0.07	1%	0.08	3%	0.08	0%

Tabla 4.3.- Comparación entre las estimaciones originales (XSA) de los parámetros de la capturabilidad frente a los estimados mediante métodos de remuestreo. Los distintos métodos *bootstrap* muestran el coeficiente de variación y el sesgo de los parámetros de la capturabilidad estimada.

La capturabilidad se define como la proporción de peces capturados por una unidad de esfuerzo (Gulland, 1983), representando la relación entre el índice de abundancia y la abundancia del stock (Marchal *et al.*, 2003), que es lo que indica el valor de *q* para las edades 2 y superiores en la columna “XSA” de la Tabla 4.3; esto quiere decir que la abundancia estimada por la campaña es ligeramente mayor que la abundancia del stock (estimada por el VPA) para las edades 2 a 4. Los parámetros de la edad 1 (*q* y *exp*) son más difíciles de interpretar; si *exp* es igual a 1, el modelo sería equivalente al modelo de un parámetro, pero el hecho de que el exponente estimado (*exp* 1) sea significativamente mayor que 1 (Vázquez y Cerviño, 2002) indica que el índice de abundancia decrece más rápidamente que la abundancia verdadera (N) cuando ésta decrece, en un proceso conocido como “*hyperdepletion*” (Shelton *et al.*, 2001).

Los errores y sesgos estimados para la edad 1 muestran resultados distintos para los dos parámetros (Tabla 4.3): *exp* es estimado con alta precisión (cv entre 0,07 y 0,13) y bajo sesgo (entre 0% y 12%) mientras que *q* es estimado con precisión muy baja (cv entre 0,82 y 1,28) y con sesgo alto (entre -11% y 31%). Sin embargo, independientemente del método *bootstrap* aplicado, la correlación entre los dos parámetros de capturabilidad de la edad 1 es negativa y muy alta, entre -0,83 y -0,86 con los cuatro métodos (Tabla 4.3). Esto significa que estos dos parámetros no son estimados independientemente, es decir, cuanto mayor es uno menor será el otro. El método BNP produce una estimación

de menor precisión y mayor sesgo, mientras que los otros tres métodos producen resultados similares en precisión aunque distintos en el sesgo; BLN y BC estiman sesgos positivos para el parámetro “ $q$ ” a la edad 1 mientras que en el caso de BNP y BG los sesgos son negativos

Si exceptuamos la edad 1, para el resto de las edades, 2 a 4, en la Tabla 4.3, el BNP es el método que muestra mayores sesgos (entre  $-7\%$  y  $-8\%$ ), le sigue el BG con valores entre  $-4$  y  $-5\%$ . Mientras que BLN y BC producen sesgos parecidos (entre  $-2\%$  y  $3\%$ ). Por otra parte, los coeficientes de variación son mayores con el método BC (entre 0,17 y 0,22 para las tres edades), le sigue el BNP (entre 0,21 y 0,9) y por último los métodos paramétricos, el BLN y el BG, con valores entre 0,12 y 0,08, y 0,14 y 0,09 respectivamente. Estos dos últimos métodos muestran una precisión similar aunque el sesgo es claramente mayor con el método BG; esto contradice los resultados de los sobrevivientes (Tabla 4.3), donde el sesgo era mayor para el BLN.

Los parámetros de capturabilidad se suponen constantes para cada edad y son estimados mediante regresión con 14 datos que corresponden a cada uno de los años de la serie, mientras que los parámetros de abundancia de los sobrevivientes son estimados con los elementos de cada cohorte: 1 dato para la edad 2, 2 para la edad 3, etc. Esto explica que la precisión de la estimación de los parámetros de capturabilidad sea, en general, mayor que la de los sobrevivientes. Como se ha mencionado, el modelo aplicado al bacalao de Flemish Cap estima 12 parámetros: 7 abundancias de sobrevivientes para cada cohorte (edades 2 a 8) y 5 parámetros para la capturabilidad para las edades 1 a 4 (la edad 1 se ajusta con 2 parámetros). Estos 12 parámetros son estimados conjuntamente por el XSA con lo cual la varianza no es suficiente para determinar la calidad de los distintos métodos de estimación de errores, es necesario conocer de que manera los parámetros interaccionan entre sí. La Tabla 4.4 muestra el coeficiente de correlación entre estos parámetros obtenido mediante los cuatro métodos *bootstrap*: no paramétrico (BNP), lognormal (BLN), gamma (BG) y condicionado (BC).

Los cuatro métodos se observa un patrón general que muestra que el coeficiente de correlación es positivo entre los sobrevivientes, especialmente alto entre clases de edad próximas, y también es positivo entre los parámetros de capturabilidad, con excepción del exponente de la edad 1. Por otra parte, y como era esperable dada la relación inversamente proporcional entre capturabilidad y abundancia (Tabla 4.4), se observa que estas variables covarían negativamente independientemente del método aplicado.

Sin embargo, la intensidad de estas correlaciones depende del método empleado; la Tabla 4.4 muestra en negrita los coeficientes de correlación con un valor absoluto mayor que 0,5 y se ve que el método BNP produce un mayor número de correlaciones mayores que 0,5. Las correlaciones estimadas mediante el BNP son mayores que las del resto de los métodos en prácticamente todos los casos. De los cuatro métodos, sólo el método no paramétrico (BNP) mantiene la correlación observada de los índices de abundancia por edad; estos datos son generados conjuntamente año a año en el proceso *bootstrap*, mientras que en la generación de datos paramétricos (BLN y BG) cada índice de abundancia es generado independientemente. En el método BC los índices son creados a partir de los residuos del modelo original, el cual asume que los errores son independientes entre sí, con lo cual los índices generados con este método también deberían de serlo.

<i>BNP</i>	N2	N3	N4	N5	N6	N7	N8	q 1	exp 1	q 2	q 3	q 4
N2	1											
N3	<b>0.54</b>	1										
N4	-0.07	0.26	1									
N5	0.23	0.08	-0.10	1								
N6	0.32	0.19	-0.04	0.37	1							
N7	0.34	0.32	0.02	0.24	<b>0.53</b>	1						
N8	0.28	0.21	-0.02	0.23	0.34	0.45	1					
q 1	<b>-0.60</b>	<b>-0.59</b>	-0.18	-0.28	-0.37	-0.41	-0.30	1				
exp 1	<b>0.72</b>	<b>0.66</b>	0.08	0.33	0.43	0.47	0.33	<b>-0.84</b>	1			
q 2	-0.17	-0.45	-0.38	0.03	-0.26	-0.34	-0.35	0.30	-0.27	1		
q 3	-0.22	-0.16	0.06	-0.23	-0.30	-0.35	-0.42	0.24	-0.26	0.35	1	
q 4	-0.31	-0.18	0.05	-0.36	-0.48	-0.49	<b>-0.50</b>	0.35	-0.40	0.26	<b>0.57</b>	1

<i>BLN</i>	N2	N3	N4	N5	N6	N7	N8	q 1	exp 1	q 2	q 3	q 4
N2	1											
N3	0.15	1										
N4	0.13	0.16	1									
N5	0.10	-0.11	0.04	1								
N6	0.14	-0.03	0.09	0.19	1							
N7	0.17	0.14	0.14	0.09	0.19	1						
N8	0.11	0.06	0.12	0.17	0.17	0.15	1					
q 1	-0.38	-0.16	-0.25	-0.10	-0.23	-0.24	-0.16	1				
exp 1	0.42	0.21	0.32	0.14	0.28	0.29	0.18	<b>-0.86</b>	1			
q 2	-0.14	<b>-0.51</b>	-0.29	-0.07	-0.12	-0.19	-0.26	0.20	-0.23	1		
q 3	-0.04	0.05	-0.05	-0.05	-0.14	-0.20	-0.16	0.08	-0.10	-0.03	1	
q 4	-0.14	0.00	-0.09	-0.26	-0.34	-0.25	-0.33	0.18	-0.21	0.13	0.05	1

<i>BG</i>	N2	N3	N4	N5	N6	N7	N8	q 1	exp 1	q 2	q 3	q 4
N2	1											
N3	0.25	1										
N4	0.11	0.18	1									
N5	0.14	-0.05	-0.01	1								
N6	0.18	0.05	0.05	0.25	1							
N7	0.21	0.18	0.10	0.14	0.23	1						
N8	0.18	0.12	0.08	0.19	0.20	0.19	1					
q 1	-0.44	-0.31	-0.22	-0.15	-0.25	-0.31	-0.19	1				
exp 1	<b>0.50</b>	0.39	0.19	0.21	0.31	0.36	0.21	<b>-0.83</b>	1			
q 2	-0.14	-0.44	-0.30	-0.16	-0.23	-0.25	-0.27	0.21	-0.20	1		
q 3	-0.07	0.00	-0.06	-0.04	-0.14	-0.22	-0.17	0.10	-0.13	0.04	1	
q 4	-0.15	-0.03	-0.05	-0.32	-0.36	-0.31	-0.36	0.20	-0.23	0.18	0.10	1

<i>BC</i>	N2	N3	N4	N5	N6	N7	N8	q 1	exp 1	q 2	q 3	q 4
N2	1											
N3	0.10	1										
N4	0.11	0.07	1									
N5	0.11	0.11	0.13	1								
N6	0.12	0.07	0.12	0.16	1							
N7	0.07	0.11	0.14	0.13	0.17	1						
N8	0.05	0.07	0.09	0.11	0.11	0.15	1					
q 1	-0.16	-0.11	-0.23	-0.20	-0.22	-0.22	-0.10	1				
exp 1	0.11	0.08	0.23	0.19	0.21	0.20	0.07	<b>-0.84</b>	1			
q 2	-0.09	-0.24	-0.16	-0.18	-0.22	-0.23	-0.19	0.16	-0.13	1		
q 3	-0.05	-0.08	-0.29	-0.20	-0.24	-0.26	-0.19	0.18	-0.17	0.16	1	
q 4	-0.06	-0.05	-0.10	-0.22	-0.21	-0.21	-0.22	0.15	-0.12	0.17	0.17	1

Tabla 4.4.- Coeficientes de correlación entre los parámetros estimados por el modelo bajo las 4 estrategias de remuestreo (BNP, BLN, BG y BC). Los parámetros estimados son la abundancia por edad de los sobrevivientes (año 2002) para las edades 2 a 8+ y los parámetros de la capturabilidad por edad de las edades 1 a 4.

El único resultado en el que parecen coincidir todos los métodos es en la alta correlación entre los dos parámetros de la capturabilidad de la edad 1: -0,84, -0,86, -0,83, -0,84. Estos parámetros son estimados mediante una regresión, en este caso, su alta dependencia parece que es debida más al propio modelo que a la covariación de los datos de entrada.

En general, se puede considerar que cuanto mayor sea la covariación entre los parámetros estimados, peor será la eficacia en la estimación de estos parámetros (Myers y Cadigan, 1995a, ICES, 2002), sin embargo este criterio no puede ser usado para decidir que método es mejor ya que cada uno asume distinta estructura del error para los datos de entrada. El BNP es el que muestra mayores correlaciones, que pueden ser debidas a que es el único método que tiene en cuenta que los datos de entrada covarian entre sí. Así, las bajas correlaciones observadas en los métodos BLN, BG y BC parecen ser debidas más a una carencia del método que a una capacidad para estimar los parámetros de un modo independiente, y en ese sentido, el método BNP es el que mejor cuantifica esa carencia. Hay que tener en cuenta que las correlaciones entre índices de abundancia por edad estimadas en el capítulo 1 son muy bajas en los años recientes (2001 y 2000) con lo cual la transmisión de la dependencia desde los índices de abundancia por edad hasta los resultados del modelo se debe fundamentalmente a las correlaciones de años anteriores que fueron realmente altas (Tabla 2.7).

La importancia de la covariación entre parámetros no está sólo en la calidad del ajuste del modelo. Cuantificar esta covariación es importante si se van a usar los resultados del modelo con otros fines. Así, los sobrevivientes se usan para caracterizar el estado del stock, pero también se usan para estudiar como va a evolucionar el stock bajo distintas estrategias de explotación (Lassen y Medley, 2001); lo que se conoce como proyecciones. Las proyecciones, si son estocásticas, deben de incluir la estructura completa del error; no tener en cuenta la interdependencia de las variables, especialmente si estas son altas, puede repercutir en la calidad de los resultados (Myers y Cadigan, 1995a).

La Tabla 4.5 muestra los coeficientes de correlación entre la abundancia de los sobrevivientes a edades consecutivas. En general se puede decir que las correlaciones son positivas independientemente del método aplicado. En esta tabla se aprecia mejor que en la anterior la diferencia entre las correlaciones estimadas por lo distintos métodos, siendo muy superiores para el método BNP, con valores que oscilan entre -0,1 y 0,54. En los métodos BLN, BG y BC las correlaciones son bajas y las diferencias entre los distintos métodos son pequeñas aunque el método BG parece mostrar dependencias ligeramente mayores, con valores entre -0,01 y 0,25.

	No paramétrico (BNP)	Lognormal (BLN)	Gamma (BG)	Condicional (BC)
2-3	0.54	0.15	0.25	0.10
3-4	0.26	0.16	0.18	0.07
4-5	-0.10	0.04	-0.01	0.13
5-6	0.37	0.19	0.25	0.16
6-7	0.53	0.19	0.23	0.17
7-8	0.45	0.15	0.19	0.15

Tabla 4.5.- Correlaciones entre la abundancia de los sobrevivientes a edades consecutivas (año 2002) bajo las cuatro estrategias de remuestreo



Como resumen de los resultados de la aplicación de los cuatro métodos descritos hay que decir que los errores estimados por el BC son mayores que los estimados por el resto de los métodos y que el sesgo estadístico es menor; esto último parece indicar que el método es robusto frente a las violaciones de las suposiciones básicas del ajuste de la regresión por mínimos cuadrados: normalidad, homocedasticidad e independencia de errores. En su contra hay que destacar que BC no capta las dependencias entre los datos de entrada (índices de abundancia por edad), siendo el método BNP el único que incorpora estas dependencias.

Respecto a los métodos analíticos aplicados por el XSA para estimar la varianza, los conocidos como interno y externo (Int y Ext), ambos proporcionan estimaciones de error inferiores a los proporcionados por el método BC; mientras que su comparación respecto a los métodos no condicionados (BNP, BLN y BG) muestra errores a veces superiores y otras veces inferiores.

Entre los métodos no condicionados por el modelo (BNP, BLN y BG), el BNP produce mayores errores y mayores sesgos, mientras que los dos métodos paramétricos, BLN y BG, producen errores similares aunque sesgos distintos; el sesgo es mayor para el BLN en la estimación de los sobrevivientes mientras que sucede lo contrario en la estimación de los parámetros de capturabilidad.

#### **4.3.2 Incertidumbre en las variables de interés en la gestión**

Los parámetros estimados por el modelo nos permiten un primer análisis de la calidad del ajuste, sin embargo la regulación del recurso requiere una información con un mayor significado para la gestión. Esta información se construye con variables derivadas de las anteriores, fundamentalmente la biomasa frezante y la tasa de mortalidad por pesca ( $F$ ), aunque también el reclutamiento, que nos permitiría establecer su posible relación con la biomasa frezante. La estimación del valor de estas variables en el último año es la principal información para la gestión de un recurso y el error asociado es fundamental para la gestión precautoria. Sin embargo, antes de mostrar los resultados de este análisis, se analizará la serie temporal del error (cv y sesgo) tal como son estimados por los distintos métodos *bootstrap*.

La Figura 4.15 muestra el coeficiente de variación y el sesgo (%) anuales (de 1993 a 2002) de la biomasa frezante, la tasa de mortalidad por pesca media ( $F$  3-5) y el reclutamiento (edad 1) para los cuatro métodos *bootstrap*.

El patrón general de estos gráficos para las tres variables muestra un mayor error, tanto en el cv como en el sesgo, para los años recientes respecto a los años pasados. Este comportamiento encaja con la idea de convergencia del APV (Pope, 1972), así, independientemente del método usado la biomasa frezante se estabiliza en 1996,  $F$  se estabiliza en 1995 y el reclutamiento en 1993. Como excepción a este comportamiento convergente hay que observar que el coeficiente de variación de la biomasa frezante de los sobrevivientes es inferior al del último año independientemente del método usado; este comportamiento encaja con la idea central del XSA, por la cual los sobrevivientes ganan precisión al ser estimados como una media geométrica de todos los estimadores

de su propia cohorte (Shepherd, 1999). Esta característica del XSA lo diferencia de otros métodos similares como el ADAPT (Gavaris, 1988) o el ICA (Patterson, 1999b).

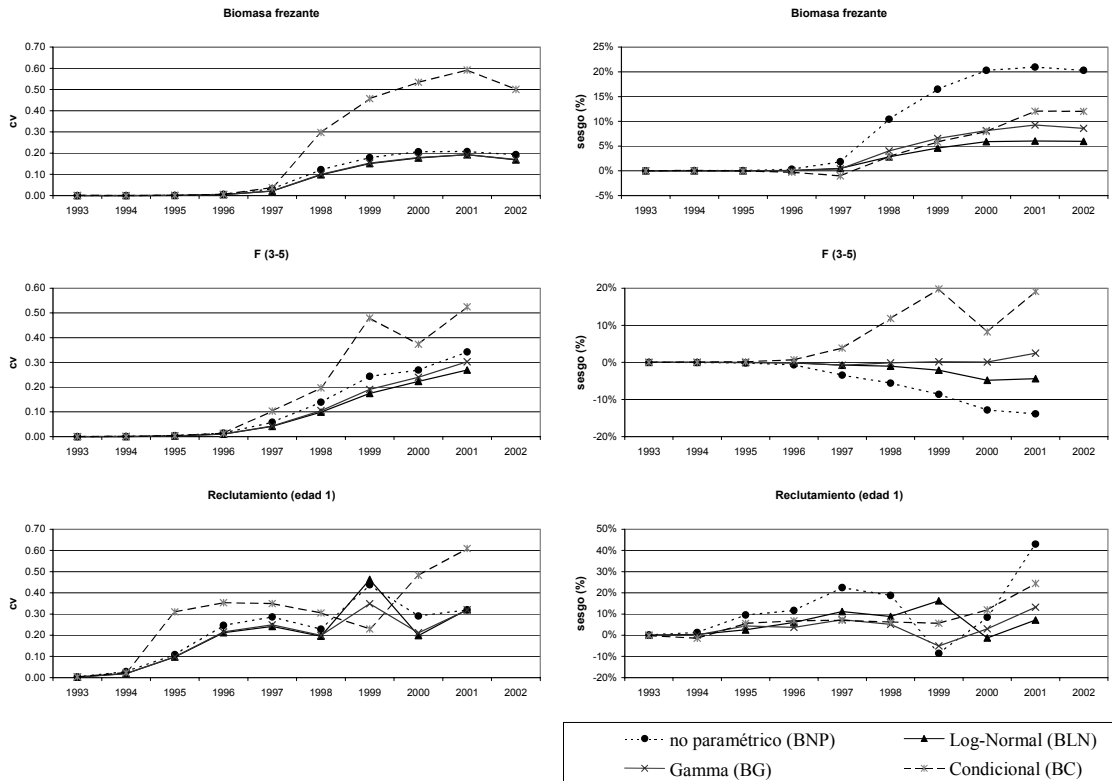


Figura 4.15.- Comparación de los resultados estadísticos, coeficiente de variación (izquierda) y sesgo (derecha), obtenidos mediante cuatro métodos de remuestreo (BNP, BLN, BG y BC) entre la biomasa frezante, F media (3-5) y reclutamiento a edad 1 en los últimos 9 años.

Los tres gráficos de la izquierda de la Figura 4.15 muestran el coeficiente de variación de las tres variables analizadas. En los tres casos el método condicional (BC) muestra un mayor coeficiente de variación que los métodos no condicionados, siendo estas diferencias mayores para la biomasa frezante. La única excepción a este comportamiento es el reclutamiento de 1999 (gráfico inferior izquierdo), que tiene un menor coeficiente de variación en BC respecto a los otros métodos (BNP, BLN y BG). Esta clase de edad pertenece a la misma cohorte que la clase de edad 4 de los sobrevivientes y es una cohorte de baja abundancia cuyos índices de la campaña poseen altos errores (Apéndice I), lo que explica que en este caso los métodos basados en el error de los índices produzcan mayores errores, al igual que sucedía con los sobrevivientes de edad 4 (Tabla 4.2). En general, los tres métodos no condicionados producen resultados similares aunque los errores son ligeramente superiores con BNP.

Los tres gráficos de la derecha de la Figura 4.15 muestran el sesgo estadístico o sesgo *bootstrap* de las tres variables de interés. En general el método que muestra mayores sesgos es el BNP, siguiéndole el BC. En el gráfico superior podemos ver la tendencia del sesgo de la biomasa frezante; todos los métodos proporcionan sesgos positivos, que indican sobreestimación, con excepción del año 1997, estimado mediante BC, que muestran un ligero sesgo negativo. El BNP presenta los sesgos mayores en todos los casos, con valores del 20% en los años recientes, el BC es el siguiente, con valores

próximos al 12% en los 2 últimos años (2001 y 2002); el BLN y el BG presentan resultados similares. Respecto al gráfico intermedio (F3-5), se observan diferencias en el signo del sesgo estimado; mientras que el BC presenta un sesgo claramente positivo en toda la serie, el BG apenas muestra sesgo y los métodos BNP y BLN muestran sesgos negativos, mayores con BLN, donde se supera el -15% en los años recientes. El gráfico inferior evidencia el sesgo del reclutamiento (edad 1) que proporciona sesgos básicamente positivos y muy altos en el último año, donde el BNP casi alcanza el 50%; la excepción es el reclutamiento de 1999 de BNP y BG, que muestra valores negativos.

En general, el método BC es el que produce mayores errores, medidos como coeficientes de variación, en prácticamente toda la serie y todos los casos mientras que el mayor sesgo se observa con el método BNP. Lo más destacable de estas series de coeficiente de variación y sesgo es la tendencia a converger hacia error cero en el pasado. La idea de convergencia del error en la reconstrucción de las cohortes hacia atrás ya era conocida desde 1972 (Pope, 1972), aunque la generalización de esta convergencia a toda la serie temporal, incluyendo la *F* media o la biomasa frezante no ha sido suficientemente estudiada con anterioridad. No es algo obvio ya que en el capítulo II, mediante simulaciones *Monte Carlo* con error de observación en los índices de abundancia, no se observa esta convergencia].

Las dos tablas siguientes (Tabla 4.6 y Tabla 4.7) muestran de un modo más detallado el análisis de las cantidades de interés en la gestión: la tasa de mortalidad por pesca de 2001 (F 3-5) y la biomasa frezante de los sobrevivientes. En ambas tablas se encuentran los estadísticos resumen obtenidos bajo los cuatro métodos *bootstrap* por el sistema del percentil y por el sistema del percentil sesgo corregido (PSC). Los estadísticos mostrados son los percentiles del 5% (0,05) y del 95% (0,95), la mediana, el rango o longitud entre los intervalos del 5 y del 95% (L 90) y la forma, como una medida de la asimetría de la distribución; valores superiores a cero indican distribuciones sesgadas hacia la derecha, mientras que cero indica distribuciones simétricas. Por último se muestra, sólo para el método del percentil, el sesgo relativo (respecto al valor original) y el coeficiente de variación, estimados por los cuatro métodos.

La Tabla 4.6 proporciona los resultados de la *F* media (3-5) en el año 2001, el valor original de esta variable es 0,050. Todos los métodos indican que la estimación de *F* está sesgada, aunque el método BG y BC muestran un sesgo positivo, 19 y 3% respectivamente, mientras que BNP y BLN producen sesgos negativos, -13 y -4% respectivamente. De los métodos no condicionados por el modelo (BNP, BLN y BG). Respecto al coeficiente de variación el BC es el que estima una mayor variabilidad con un 0,52 y los otros métodos muestran entre 0,34 del BNP y 0,27 del BLN

Aunque dada la situación de baja explotación del stock, la *F* no tiene un gran interés en la evaluación de este stock, sí es interesante ver su reacción frente a distintos métodos de estimación de su incertidumbre. Desde un punto de vista de la gestión precautoria, el estadístico de interés en el estado actual de un explotación sería el percentil superior ya que es el que indica la probabilidad de estar superando un determinado límite de explotación (el límite para el bacalao de Flemish Cap todavía no está establecido). La Tabla 4.6 muestra el percentil del 95%, que oscila entre el 0,069 estimado mediante el BNP y 0,118 estimado mediante BC. Estos percentiles cambian drásticamente cuando se corrigen con el sesgo del estimador *bootstrap*; en la columna de PSC se puede ver que el BNP, que era el método de mayor sesgo, produce un aumento del percentil del

0,95, que lo lleva desde 0,069 hasta 0,110, casi igualando el percentil del BC que sólo pasa de 0,118 a 0,120. Otras medidas como el rango (L 90) se alteran considerablemente al aplicar la corrección al sesgo al método BNP; el rango aumenta en todos los casos. Aunque el sesgo es positivo en BNP y BLN y negativo en BG y BC, la corrección al sesgo de estos dos últimos métodos no se produce en la dirección esperada. La forma es siempre positiva, aunque es claramente mayor para el método BC, con valores próximos a 1, lo que indica una distribución más desplazada hacia la derecha que con el resto de los métodos, y por lo tanto, su media es mucho mayor que su mediana. Esto explica que a pesar del diferente signo del sesgo en los 4 métodos, la corrección al sesgo corrija en el mismo sentido las 4 distribuciones, o que aunque el sesgo estimado mediante BC sea el más alto (19%), la corrección al sesgo apenas modifique su distribución *bootstrap* original ya que apenas hay diferencias entre el valor estimado (0,050) y la mediana de la distribución *bootstrap*.

<i>F</i> 3-5	No paramétrico (BNP)		Log Normal (BLN)		Gamma (BG)		Condicional (BC)	
	Percentil	PSC	Percentil	PSC	Percentil	PSC	Percentil	PSC
<b>0.05</b>	0.025	0.036	0.030	0.035	0.031	0.033	0.027	0.027
<b>0.95</b>	0.069	0.110	0.072	0.085	0.081	0.085	0.118	0.120
<b>Mediana</b>	0.041	0.061	0.046	0.054	0.049	0.051	0.050	0.050
<b>L 90</b>	0.044	0.074	0.041	0.049	0.049	0.053	0.091	0.093
<b>Forma</b>	0.539	0.693	0.476	0.449	0.613	0.596	0.966	1.102
<b>Sesgo</b>	-13%		-4%		3%		19%	
<b>cv</b>	0.34		0.27		0.30		0.52	

Tabla 4.6.- Estadísticos de la distribución de la *F* media (edades 3 a 5) del último año calculados mediante distintos métodos de remuestreo (BNP, BLN, BG y BC) aplicando dos sistemas de cálculo de los intervalos de confianza, el método del percentil y el del percentil sesgo corregido (PSC).

El BC estima el mayor sesgo y el mayor coeficiente de variación para la *F* (3-5) con un cv de 0,52 y le sigue el BNP con un cv mucho menor (0,34). Los métodos paramétricos, BLN, que suponen una distribución lognormal para los índices de abundancia y el BG, que supone una distribución gamma, proporcionan resultados muy similares, con un cv ligeramente mayor para el BG (0,30 frente a 0,27) y un sesgo mayor para el BLN (-8% frente a -3%). El percentil superior es mayor en BG (0,081 frente a 0,072), sin embargo al corregir al sesgo, se igualan con un valor de 0,085.

La variable de mayor relevancia en la evaluación y gestión actual del bacalao de Flemish Cap es la *biomasa frezante*. La biomasa frezante identifica el estado del stock, y su error asociado nos permite conocer la probabilidad de que ésta se encuentre por encima de la biomasa límite de 14 000 t (Cerviño y Vázquez, 2000), criterio que permitiría determinar la recuperación del stock y reabrir la pesquería. La situación actual es clara: la última evaluación aceptada por NAFO mostraba al stock en su nivel histórico más bajo sin posibilidades de recuperación a corto o medio plazo (Vázquez y Cerviño, 2002). El valor estimado para la biomasa frezante al comienzo de 2002 es de 2903 t.

La Tabla 4.7 muestra los estadísticos *bootstrap* de la biomasa frezante de los sobrevivientes; el sesgo varía entre el 6% de BLN y el 20% del BNP, todos positivos, es decir, que la biomasa frezante está sobreestimada. El coeficiente de variación aumenta

considerablemente: desde el 0,17-0,19 de los métodos no condicionados hasta el 0,50 de BC. Al igual que en F 3-5, todas las formas son positivas, indicando una distribución sesgada hacia la derecha, y al igual que en la distribución de F 3-5, la forma más asimétrica corresponde al método BC. En el caso de la biomasa frezante interesa más su percentil inferior, ya que la gestión precautoria tiende a proteger el stock frente a la posibilidad de que la biomasa frezante caiga por debajo de una determinada biomasa límite (NAFO, 2003). La tabla proporciona el percentil del 0,05 con un valor de 1098 para el BC, muy inferior a los valores de los métodos no condicionados, que oscilan entre 2300 (BLN) y 2498 (BNP). La aplicación de la corrección al sesgo (PSC) cambia considerablemente la percepción de la distribución de la biomasa frezante, reduciéndose los percentiles inferior y superior, y el rango (L 90) en todos los casos. A diferencia de la corrección al sesgo de F 3-5, la biomasa frezante responde en la dirección esperada a la corrección al sesgo y tras esta corrección, los percentiles estimados por los cuatro métodos se reconducen en la dirección correcta.

<i>Biomasa Frezante</i>	No paramétrico (BNP)		Log Normal (BLN)		Gamma (BG)		Condicional (BC)	
	Percentil	PSC	Percentil	PSC	Percentil	PSC	Percentil	PSC
<b>P 0.05</b>	2498	1857	2300	2107	2358	2001	1098	982
<b>P 0.95</b>	4661	3419	3983	3663	4104	3592	6353	5832
<b>Mediana</b>	3445	2479	3029	2783	3110	2709	3015	2703
<b>L 90</b>	2163	1562	1683	1555	1745	1591	5254	4850
<b>Forma</b>	0.25	0.41	0.27	0.26	0.28	0.22	0.55	0.60
<b>Sesgo</b>	20%		6%		9%		12%	
<b>cv</b>	0.19		0.17		0.17		0.50	

Tabla 4.7.- Estadísticos de la distribución de la biomasa frezante de los sobrevivientes calculados mediante distintos métodos de remuestreo aplicando dos métodos de cálculo de intervalos de confianza, el método del percentil y el del percentil sesgo corregido (PSC).

Aunque los estadísticos *bootstrap* como el error estándar, el sesgo o los intervalos de confianza informan sobre la incertidumbre asociada a una determinada variable, también es de gran importancia analizar esta variable en la gráfica de la función de distribución acumulada (Figura 4.14). La distribución de frecuencias acumuladas es la base para proporcionar el consejo científico en algunos organismos gestores, tanto en Canadá como en EEUU (Gavaris, 1999b). Aunque NAFO (o ICES), no usan habitualmente esta manera de proporcionar el consejo, las ventajas de hacerlo han sido expuestas en numerosos trabajos relacionados con la incorporación de incertidumbre y evaluación de riesgos en la provisión del consejo científico (Restrepo *et al.*, 1992; Walters y Punt, 1994; Gavaris, 1999b; Patterson *et al.*, 2001).

La Figura 4.16 muestra la distribución de frecuencias acumuladas de la biomasa frezante de los sobrevivientes y de la F media (edades 3 a 5) junto con su distribución de frecuencias corregida por el sesgo y los intervalos de confianza (0,05 para la biomasa frezante y 0,95 para la F media) derivados de la distribución acumulada construida con el método del percentil (línea continua) y con el método del percentil sesgo corregido (línea discontinua)

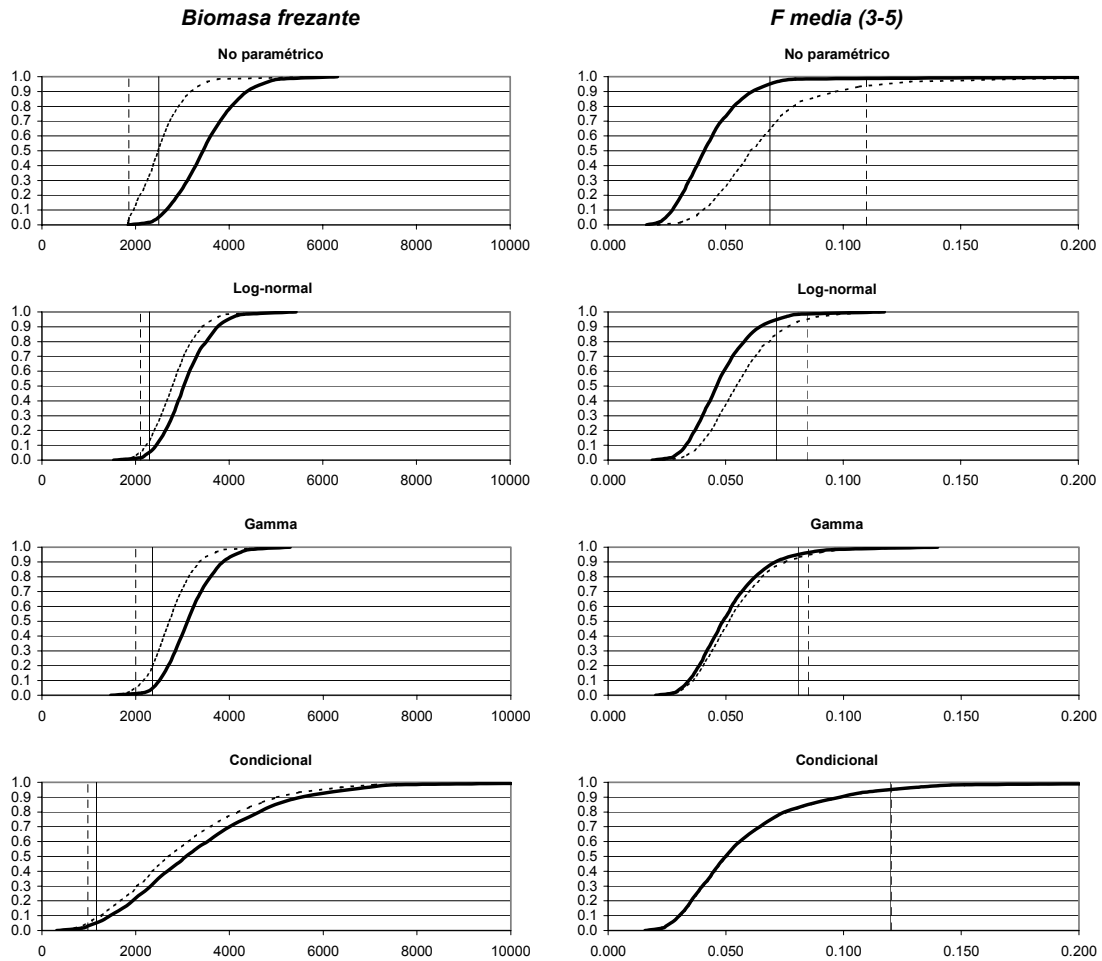


Figura 4.16.- Distribución de probabilidad acumulada de la biomasa frezante de los sobrevivientes (izquierda) y  $F$  media del último año (derecha), calculadas mediante distintos métodos de remuestreo: no paramétrico (BNP), lognormal (BLN), gamma (BG) y condicional (BC). Cada gráfico está acompañado por los percentiles (línea continua) y los percentiles sesgo-correctos (línea discontinua). En el caso de la biomasa frezante se muestran los percentiles inferiores ( $\alpha=0,05$ ) y en el caso de la  $F$  media se muestran los percentiles superiores ( $\alpha=0,95$ ).

En general, la distribución de probabilidad acumulada corregida al sesgo proporciona una visión más conservadora respecto al estado del stock, es decir, respecto a la biomasa frezante, y respecto al estado de la explotación ( $F$  media), independientemente del método empleado. Por visión conservadora entendemos una reducción de la biomasa frezante, es decir, que ésta es inferior a la predicha por el modelo, y un aumento de la  $F$ , es decir, que ésta es mayor a la predicha por el modelo.

El método BNP es el que muestra una mayor corrección al sesgo, mientras que el método BC es el de menor corrección (Figura 4.16). Éste es un resultado extraño ya que el sesgo estimado como la diferencia entre el valor estimado por el modelo (2903 t para la biomasa frezante y  $0,050 \text{ año}^{-1}$  para la  $F$  media) y la media de las 3000 iteraciones *bootstrap* nos proporciona valores de sesgo altos para el BC (19% para  $F$  y 12% para la biomasa frezante) sin embargo la corrección al sesgo de estos parámetros apenas modifica su distribución acumulada (Figura 4.16). Hay que tener en cuenta que la distribución *bootstrap* de estas variables está mucho más sesgada a la derecha en el método BC que en los otros métodos (Tabla 4.6 y Tabla 4.7), con lo cual la distancia

entre la media y la mediana es mucho mayor en el BC, alterando el resultado esperado de la corrección al sesgo, que no opera de la misma manera en todos los métodos.

Puesto que el método BNP es el que descansa en el menor número de suposiciones al tomar los datos *bootstrap* directamente del muestreo, es esperable que el sesgo que proporciona sea debido a la diferencia entre la estructura real de los índices de abundancia y la estructura esperada por el modelo: índices de abundancia por edad con distribución normal tras una transformación logarítmica, homocedásticos para cada clase de edad e independientes entre sí; sin embargo, el mayor realismo de la distribución de los índices de abundancia en el método BNP está limitado por la infraestimación de su error, tal como fue explicada en el capítulo 1, que en término medio alcanza el 7,4% y que al trasladarse al modelo podría ser la responsable, al menos en parte, del gran sesgo observado.

El hecho de que el método BC sea el que proporciona mayor variabilidad, con gran diferencia respecto a los métodos no condicionados por el modelo, indica que el error estimado no está únicamente en los índices de abundancia por edad, es decir, el error de observación no es la principal fuente de error en los resultados del modelo y existen otros componentes de la incertidumbre de los resultados que deben de ser tenidos en cuenta.

Los métodos paramétricos, BLN y BG, son los que proporcionan menor sesgo y menor variabilidad. Las diferencias entre ellos son menores, especialmente en el coeficiente de variación, y no permiten inclinarse por ninguno de ellos. Este parece contradecir los resultados obtenidos por Cadigan y Myers (2001), que encontraron que asumir una distribución gamma para los índices de abundancia produce mejores ajustes que asumiendo una distribución lognormal.

## 4.4 Discusión

Las decisiones respecto a la gestión y explotación de un recurso pueden ser de dos tipos: estratégicas, a medio o largo plazo, y tácticas, a corto plazo (Patterson *et al.*, 2001). Las decisiones estratégicas se basan en la dinámica de la población explotada e implican decisiones como el establecimiento de puntos de referencia objetivo, que determinen el estado deseable del stock, o puntos de referencia límite, que especifiquen fronteras que no se deben de superar; también son medidas estratégicas la determinación del nivel de explotación que puede llevar al stock hacia el estado deseable de equilibrio, etc. Las tácticas se refieren a la aplicación inmediata de medidas de regulación y dependen de la relación entre los puntos de referencia biológicos preestablecidos y el estado actual del stock o de la explotación.

Este estudio se centró en la estimación de la incertidumbre para el apoyo de las decisiones tácticas, a corto plazo, respecto a la apertura del stock de bacalao de Flemish Cap (NAFO Div. 3M) teniendo en cuenta la estrategia decidida con el establecimiento de la biomasa frezante límite de 14 000 t (Cerviño y Vázquez, 2000) y la incertidumbre asociada al estado actual del stock. Para este fin se aplicaron distintos métodos *bootstrap* con el fin de determinar la calidad del modelo aplicado a la evaluación del stock, determinar la incertidumbre asociada al estado actual del stock y establecer cual de los métodos es más útil para tomar la decisión de reabrir la pesquería, dado que la situación actual del stock es clara y no permite la apertura a la pesca (Vázquez y Cerviño, 2002).

### 4.4.1 Sobre la evaluación del bacalao de Flemish: su calidad y la estimación de errores

El objetivo de este trabajo no es revisar la última evaluación del bacalao de Flemish Cap aceptada por el Consejo Científico de NAFO (Vázquez y Cerviño, 2002), aunque es necesario conocer sus debilidades para entender mejor la información que proporciona e interpretar los resultados. El modelo aplicado en este estudio fue similar al último aprobado por el Consejo Científico de NAFO (Vázquez y Cerviño, 2002) y las diferencias propuestas no modifican sustancialmente los resultados oficiales con lo que los resultados obtenidos son perfectamente extrapolables a la evaluación realizada en NAFO. Los modelos de evaluación son representaciones simplificadas de la realidad y por definición no existe un modelo correcto; según el grupo de métodos de ICES (ICES, 2003b) lo que se espera de un modelo es que se aproxime lo más posible a la realidad y que las suposiciones que lo sostienen, si son violadas, no tengan consecuencias significativas sobre los resultados que nos proporciona.

La formulación del XSA aplicado presenta problemas que han sido expuestos y desarrollados de un modo detallado (pg. 165). De manera resumida, los problemas fundamentales en la evaluación del bacalao de Flemish Cap son dos: el descenso de las capturas en los últimos 2 años con una tasa de mortalidad por pesca estimada que llega a ser inferior a la tasa de mortalidad natural asumida (0,2); la eficacia de los resultados del modelo, especialmente en estos dos últimos años, descansa en parte en la veracidad de esta suposición (Metz y Myers, 1997; Clark, 1999), y un segundo problema que es el patrón retrospectivo discordante observado (Figura 4.8), que causa la impresión de que el modelo sobreestima la abundancia e infraestima la tasa de mortalidad por pesca. La



causa general de este patrón retrospectivo se debe a un cambio temporal en la capturabilidad estimada (Mohn, 1999), y el análisis retrospectivo de la capturabilidad por edad del bacalao de Flemish Cap muestra que ésta aumentó considerablemente en los últimos años (Figura 4.9) sin que las razones para que esto haya sucedido sean claras, ya que no ha habido cambios importantes en las campañas (Vázquez, 2002). A pesar de estas debilidades, el modelo es la principal herramienta para determinar el estado del stock y sus resultados son la base para que el Consejo Científico de NAFO sugiera las medidas de gestión que considere necesarias. Dado el estado actual del stock, el modelo será útil en la medida en que nos permita establecer que el stock se ha recuperado y que puede ser reabierto a la pesca. Dada la incertidumbre asociada a los resultados de la evaluación, esta posibilidad debería de expresarse de un modo probabilístico (NAFO, 2003).

La principal ventaja del modelo es la disposición de un índice de abundancia por edad proveniente de una campaña realizada anualmente desde 1988, que cubre la totalidad del área de distribución del bacalao (Vázquez, 2002); sin embargo, para que el modelo funcione correctamente es necesario que la abundancia estimada por el APV sea exacta, para lo cual las capturas y la mortalidad natural por edad tienen que ser exactas. La mortalidad natural fijada como 0,2 puede variar en el tiempo o con la edad, siendo una de las principales fuentes de incertidumbre en los modelos estructurados por edades (Cadigan y Myers, 2001), especialmente cuando el nivel de explotación es bajo (Patterson, 1999a), que es lo que se observa en el bacalao de Flemish en los últimos años. Las capturas por edad pueden contener errores no detectados debido a capturas no declaradas, errores de muestreo o asignación equivocada de edades. Violaciones de estas dos suposiciones pueden crear sesgo y aumento de la varianza de los parámetros estimados (Clark, 1999). Según Shepherd (1999) la validez de tratar la abundancia del APV como exacta puede ser cuestionada, sin embargo, esta suposición sólo es usada para calibrar los índices de abundancia, y los resultados no están forzados a ajustar el APV exactamente. El supuesto es similar a tratar la variable X de una regresión como exacta; la recta ajustada no está forzada a pasar a través de todas las observaciones.

Puesto que los errores del APV se supone que son pequeños, la principal fuente de error del modelo serán los índices de abundancia. El ajuste del XSA está condicionado por la estructura del error de estos índices de abundancia, que deben ser normales, independientes y homocedásticos tras una transformación logarítmica; sin embargo, su transformación logarítmica puede no ser suficiente para promover normalidad y homocedasticidad, tal como ha sido mostrado en el capítulo 1, que muestra que el coeficiente de variación es mayor a bajos niveles de abundancia; además, los índices de abundancia por edad no son independientes dentro de un mismo año y las correlaciones observadas son positivas y altas. Myers y Cadigan (1995a) han demostrado mediante simulaciones que estas correlaciones tienen efecto sobre la precisión y sesgo de la abundancia estimada mediante modelos estructurados por edades.

El análisis comparativo de los errores asociados a los parámetros estimados por el modelo mediante distintos métodos *bootstrap*, tal como se muestran en las Tabla 4.2 y Tabla 4.3 permiten conocer si las violaciones observadas tienen efectos sobre el ajuste del modelo. La capturabilidad es el parámetro clave en el ajuste del XSA, que asume que se mantiene constante en el tiempo, sin embargo puede variar debido a cambios reales o virtuales. Llamo cambios reales a aquellos que alteran la relación entre el índice de abundancia y la abundancia real, pueden ser debidos a cambios anuales en el método

de muestreo (cambios en la época, el barco, el arte, etc.) o a cambios en el comportamiento de la especie que impliquen cambios temporales en la disponibilidad, como cambios en la distribución vertical o horizontal (Pennington y Godø, 1995; Francis *et al.*, 2003), que pueden estar forzados por cambios ambientales (Smith y Page, 1996; Swain, 1999; Swain *et al.*, 2000). Llamo cambios virtuales a aquellos que alteran la relación entre el índice de abundancia y la abundancia estimada por el APV (que no es necesariamente la real); esto sucede cuando esta última está falseada debido a que las capturas o la mortalidad natural no son exactas. El análisis retrospectivo de la capturabilidad del bacalao de Flemish Cap indica que la capturabilidad estimada por el XSA ha aumentado en los últimos años, especialmente en la edades mayores (Figura 4.9), aunque el motivo de este aumento no es obvio; un cambio real importante es poco probable ya que el método de muestreo no ha cambiado sustancialmente a lo largo de la serie de campañas, y aunque se ha observado un cambio en la distribución del bacalao hacia zonas menos profundas en años recientes (Cerviño y Vázquez, 2003), este cambio de comportamiento podría explicar un descenso de capturabilidad, teniendo en cuenta que la apertura lateral del arte se puede reducir al trabajar a menos fondo (Godø y Engås, 1989), pero no lo contrario.

Es difícil hacer inferencias sobre la capturabilidad porque no podemos medirla directamente sino que tenemos que estimarla indirectamente a través de los modelos de evaluación. Los errores en la capturabilidad por edad estimada por los distintos métodos *bootstrap* pueden ayudar a la localización del problema. El método condicionado (BC) produce errores (cv) mayores que los métodos no condicionados (BNP, BLN y BG), especialmente en las edades mayores (Tabla 4.3). Los métodos no condicionados tienen en común que introducen el error en el modelo únicamente a través de los índices de abundancia, por lo tanto los bajos cv observados respecto al método BC indican que el error de la capturabilidad no sólo se proviene del error de muestreo de los índices de abundancia por edad. Las diferencias son grandes para la edad 4 (y superiores) donde el cv de los métodos no condicionados oscila entre 0,08 y 0,09 mientras que el de BC es 0,22, más del doble.

Las estimaciones de errores mediante métodos condicionados son generalmente mayores que las estimaciones basadas en los errores de muestreo, aunque las diferencias son variables, dependiendo de las especies estudiadas (Gavaris *et al.*, 2000). Pennington y Godø (1995) y Francis *et al.* (2003) explican estas diferencias como causadas por oscilaciones temporales de la capturabilidad debidas a variaciones ambientales, cambios de distribución del stock, cambios en el proceso de muestreo, etc. Aunque también pueden ser debidos a una mala especificación de las capturas o de la mortalidad natural Marchal *et al.*, (2003) Así, el mayor coeficiente de variación de los métodos condicionados (BC) se debe a la variabilidad de un componente de la capturabilidad ajeno al error de muestreo de los índices. Si este componente es aleatorio se puede esperar que no introduzca sesgo en la estimación de la capturabilidad, sin embargo, la percepción del sesgo *bootstrap* de la capturabilidad (Tabla 4.3) también es distinta según el método empleado, así los métodos no condicionados muestran la capturabilidad como subestimada mientras que para el método BC está sobreestimada.

La combinación de un aumento brusco de la capturabilidad del bacalao de Flemish estimada en los años recientes (Figura 4.9), que difícilmente se puede justificar como *real*, junto con la diferencia en los errores estimados por diferentes métodos (Tabla 4.3) sugiere que el problema es debido a una combinación de cambios de capturabilidad

reales y virtuales. Cambios reales debidos a oscilaciones temporales de la capturabilidad y cambios *virtuales*, probablemente debidos a errores en las capturas o en la mortalidad natural, especialmente en los años recientes. Sin embargo, hasta que punto el mayor error del método BC se debe a una o otra circunstancia es algo que no puede ser establecido mediante el planteamiento desarrollado, ya que no considera la incorporación de los errores en las capturas o en la mortalidad natural.

#### *Estimación del error interno y externo del XSA*

El XSA proporciona una estimación del error asociado a la abundancia de los sobrevivientes: error interno y error externo, que es la base para la estimación de incertidumbre de la abundancia por edad. No es raro que estos dos métodos proporcionen resultados distintos; estas diferencias se usan para chequear la calidad del ajuste (Darby y Flatman, 1994), además, los valores de los errores se usan para realizar proyecciones estocásticas, donde frecuentemente, el error más alto de los dos se usa como base para las proyecciones de capturas y biomasa (Patterson *et al.*, 2000). Sin embargo, los resultados obtenidos muestran que estas estimaciones de error son una subestimación, especialmente si las comparamos con el método BC, que es el que muestra mayores coeficientes de variación (Tabla 4.2). El método BC es el que proporciona los mayores coeficientes de variación excepto en la edad 4, donde los mayores coeficientes de variación se obtienen con los métodos no condicionados. Esto es lógico si tenemos en cuenta que la edad 4 pertenece a una cohorte de baja abundancia<sup>1</sup> donde el error de muestreo de los índices de abundancia es alto. Sin embargo, los métodos analíticos (Interno y externo) no parecen captar esta alta variabilidad debido a que los errores en el XSA son estimados por el modelo sin tener en cuenta la variabilidad de los datos. Aunque el ajuste del XSA se realiza mediante una regresión ponderada, ésta se pondera con los errores estimados por el propio modelo (Shepherd, 1999) y es posible que datos de mala calidad tengan un alto peso si casualmente son bien ajustados por el modelo. En el bacalao de Flemish Cap los sesgos estimados para la edad 4 son altos y negativos (Tabla 4.2), al contrario que el resto de las edades, lo que indica una estimación conflictiva. El ADAPT (Gavaris, 1999a), que es un modelo estructuralmente similar al XSA permite la introducción de las varianzas de los índices como factores de ponderación en el ajuste; el XSA no lo permite, sin embargo, en la reunión del Grupo de Trabajo de Métodos de ICES de 2003 (ICES, 2003b) se sugiere que ésta sea una de las modificaciones futuras del XSA. Esta modificación permitirá ajustes más robustos donde los índices con errores altos tengan menos peso en el ajuste. Mientras esto no sucede, los métodos *bootstrap* son una alternativa para valorar estos efectos.

El motivo por el cual los métodos analíticos subestiman los errores de la abundancia no es algo obvio, aunque ya ha sido puesta de manifiesto con anterioridad (Kell; en Pennington, 1999). Los resultados obtenidos muestran que los estimadores analíticos (interno y externo) del error de la abundancia por edad del bacalao de Flemish subestiman el error verdadero y por lo tanto deben de ser usados con precaución, tanto en la estimación del error de parámetros de gestión, como la biomasa frezante, como en las proyecciones de abundancia y parámetros derivados.

---

<sup>1</sup> Véase apéndice 1

#### 4.4.2 La estructura del error de los índices de abundancia y su efecto sobre la incertidumbre asociada a la abundancia por edad de los sobrevivientes

El efecto de la distribución teórica de los índices de abundancia por edad sobre el ajuste de modelos estructurados por edades ha sido poco estudiado. El motivo de esto, según Cadigan y Myers (2001) es que existe la creencia de que si hay violaciones de las asunciones estocásticas estas serán patentes al examinar los residuos del modelo, o que la violación de estas asunciones no tiene efectos importantes sobre los resultados, aunque Patterson (1999a) o Cadigan y Myers (2001) han demostrado que sí los tiene. Los tres métodos no condicionados plantean tres posibles estructuras del error de los índices de abundancia y las diferencias observadas en el error y sesgo de los resultados del modelo (Tabla 4.2 y Tabla 4.3) nos permiten estudiar el efecto de la violación de los supuestos relacionadas con los índices de abundancia. Estos supuestos son que, tras una transformación logarítmica, los índices son normales, homocedásticos (por edad) e independientes. Los tres métodos (BNP, BLN y BG) simulan las varianzas observadas, que sabemos que no son homocedásticas (Apéndice I), los datos son simulados independientemente en BLN y BG, pero no en BNP, donde se recogen las covarianzas observadas entre clases de edad de un mismo año, que son altas y positivas, y por último sólo el BLN garantiza la distribución normal. El BNP no hace ninguna suposición sobre la estructura del error, sino que simula los valores observados, aunque hay que recordar que su error estándar está infravalorado en un 7,4% respecto al error verdadero (ver Capítulo 1), mientras que los métodos BLN y BG sí que simulan el error verdadero observado.

Método bootstrap	Suposiciones estructurales			
	Distribución	Homocedasticidad	Normalidad	Independencia
<b>BNP</b>	No paramétrica	No	No	No
<b>BLN</b>	Lognormal	No	Si	Si
<b>BG</b>	Gamma	No	No	Si
<b>BC</b>	No paramétrica	Si	Si	Si

Tabla 4.8.- Suposiciones estructurales del error simulado mediante los cuatro métodos bootstrap

Las diferencias de errores estimados (cv) entre los dos métodos paramétricos, BLN y BG, son poco importantes aunque son menores para el BLN (Tabla 4.2 y Tabla 4.3), lo que indica que asumir una o otra distribución para los índices no tiene consecuencias importantes sobre la precisión de las variables estimadas por el modelo. Las diferencias en sesgo son apreciables aunque no siguen ningún patrón, por lo tanto, considerar una u otra distribución tiene consecuencias sobre el valor estimado por el modelo, lo que podría ser debido a la falta de normalidad de la transformada logarítmica de la distribución gamma. Aunque no es posible precisar cual de las dos distribuciones es más adecuada, este resultado contradice el obtenido por Cadigan y Myers (2001), que afirman que el modelo gamma es más eficaz que el lognormal. El método BNP produce errores y sesgos mayores que los métodos paramétricos (BLN y BG), lo cual es lógico, dado que además de no partir de distribuciones normales, los índices de abundancia por edad remuestreados mediante BNP no son independientes, mostrando altas correlaciones dentro del mismo año (Capítulo 1).

El análisis de las correlaciones de los resultados (Tabla 4.4) muestra que las correlaciones obtenidas mediante el método BNP son claramente mayores que con los otros métodos, confirmando que las correlaciones se transmiten desde los índices de abundancia por edad a los resultados. No considerar estas correlaciones tiene dos consecuencias importantes: sobre el ajuste del modelo y sobre la gestión del recurso. (1) Sobre el ajuste del modelo, ya que los datos no son independientes, tal como asume el modelo, pudiendo causar sesgo en los resultados (Walters y Punt, 1994). Según Myers y Cadigan (1995a) estas correlaciones causan sobreestimación de la abundancia, algo que también se observa en los resultados obtenidos ya que los mayores sesgos se obtienen con el método BNP (Tabla 4.4), que es el único que considera la correlación entre los índices de abundancia. (2) Sobre la gestión del recurso ya que las altas correlaciones entre la abundancia de los sobrevivientes condiciona el error asociado a las cantidades derivadas de estas (F, biomasa frezante, capturas proyectadas, etc.), de tal manera que si las correlaciones son positivas, tal como ha sido observado en este estudio, no considerarlas implica subestimar la incertidumbre y, por lo tanto, subestimar el riesgo asociado a las distintas estrategias de gestión.

Las ventajas del método aplicado aquí para estimar el efecto de la correlación sobre el ajuste del modelo (BNP) es que considera las correlaciones entre todas las clases de edad independientemente, mientras que el método desarrollado por Walters y Punt (1994), modificado posteriormente por Myers y Cadigan (1995a), necesita disponer de dos campañas, y considera que las correlaciones entre las distintas clases de edad son iguales, algo difícil de asumir dado que, como se ha visto en el capítulo 1, las correlaciones más altas suceden entre clases de edad próximas, al ser capturadas conjuntamente. El principal inconveniente del método proviene de la subestimación de los errores en los datos de entrada; para que el método pueda ser aplicado de un modo generalizado es necesario subsanar este problema, mientras tanto es necesario considerar con precaución los resultados obtenidos ya que esta subestimación del error puede ser responsable de una parte del sesgo observado, que no puede ser estimada a priori.

#### **4.4.3 Implicaciones del nuevo marco del Planteamiento de Precaución en la evaluación del bacalao de Flemish**

En los últimos años, con el desarrollo del Planteamiento de Precaución (FAO, 1995) se ha hecho patente la necesidad de proporcionar estimaciones de incertidumbre junto con los parámetros necesarios para la gestión del stock, como las capturas asociadas a una determinada F o la biomasa frezante, y así se ha sugerido en los organismos internacionales responsables de la gestión como ICES o NAFO (NAFO, 1997; 2003). El motivo es que los gestores puedan tomar decisiones basándose en la percepción del riesgo asociado a una determinada estrategia de gestión (Patterson, 1999a).

Los evaluadores presentan los resultados a los gestores de un modo distinto dependiendo de cada organismo responsable; en ICES la evaluación sobre el estado del stock y de la explotación se realiza comparando los resultados de la evaluación con el respectivo punto de referencia precautorio ( $B_{pa}$  o  $F_{pa}$ ), que garantiza que la probabilidad se sobrepasar los límites ( $B_{lim}$ ,  $F_{lim}$ ) sea baja (ICES, 1997). El equivalente en NAFO es el punto de referencia *buffer*. Los puntos *buffer* fueron creados para garantizar que la

posibilidad de sobrepasar los límites sea muy pequeña (García, 1996) y son útiles cuando no se dispone de una estimación del error asociado a la variable de interés. NAFO considera que si se dispone de esta estimación es mejor usarla para estimar directamente la probabilidad de superar el correspondiente punto límite (NAFO, 2003). Este nuevo planteamiento tiene una gran ventaja sobre el anterior ya que un determinado estimador puede estar indicando un bajo nivel de riesgo al estar por encima de un punto *buffer*, sin embargo, si este estimador está sesgado o si su varianza es alta, el riesgo asociado puede ser grande; por otra parte, un estimador puede estar por debajo de la referencia *buffer* y sin embargo su riesgo puede ser menor si es insesgado y de bajo error. Este nuevo planteamiento hace que la investigación de la incertidumbre cobre una mayor importancia.

La segunda parte de este capítulo se centra en el estudio de los parámetros de interés para la gestión del bacalao de Flemish: la biomasa frezante y  $F$  media. Aunque esta última no tiene mayor trascendencia en este momento dado el estado de colapso del stock (Vázquez y Cerviño, 2002), su interés está en conocer su comportamiento frente a los distintos métodos de estimación de incertidumbre. La Tabla 4.6 y la Tabla 4.7 muestran que los distintos métodos producen distintas distribuciones de la biomasa frezante y  $F$  media y, por lo tanto distintas medidas de tendencia central (media y mediana) y distintas medidas de dispersión e intervalos de confianza.

Para la biomasa frezante (Tabla 4.7), el mayor coeficiente de variación se produce en BC con 0,50, casi tres veces más que en el resto de los métodos; esto se puede explicar como consecuencia de la variación temporal de capturabilidad, variación que no es tenida en cuenta por los métodos no condicionados. Con la  $F$  media (edades 3 a 5) sucede algo similar, aunque la diferencia entre métodos es menor; 0,52 en BC frente a aproximadamente 0,30 en los otros métodos. Estos resultados coinciden con los observados para la capturabilidad y la abundancia (Tabla 4.2 y Tabla 4.3) y descalifican el uso de métodos basados únicamente en los errores de los índices de abundancia ya que subestiman el error de la capturabilidad al no tener en cuenta que ésta no se mantiene constante en el tiempo.

Cuando se considera la incertidumbre asociada a un parámetro de interés para la gestión, como la biomasa frezante, hay que tener en cuenta no sólo su precisión, sino también su sesgo (Smith y Gavaris, 1993a; Gavaris, 1999b). Existen dos causas fundamentales de sesgo: la no linealidad del modelo y las violaciones de los supuestos del modelo (Gavaris, 1999b; Patterson *et al.*, 2001). En ambos casos se produce un sesgo en los parámetros del modelo y éste se transmite a los parámetros de interés en la gestión. Algunas de las suposiciones fundamentales del APV pueden no cumplirse en la evaluación del bacalao de Flemish Cap; puede haber errores en las capturas comerciales y la mortalidad natural puede haber variado con el tiempo o con la edad. Es esperable que una mala especificación de las capturas o de la mortalidad natural sea responsable de una parte importante de sesgo en los resultados de la evaluación, sin embargo ese sesgo no se ha tenido en cuenta en este trabajo, que se ha centrado en el efecto de los índices de abundancia por edad, que según algunos autores es la principal fuente de variabilidad (Cadigan y Myers, 2001; Patterson *et al.*, 2001). Si los índices de abundancia son causa de sesgo, la distribución de probabilidad o los intervalos de confianza estimados pueden estar desplazados y es necesario corregirlos para que sean útiles en la regulación del stock (Gavaris *et al.*, 2000)

Una de las ventajas de los métodos *bootstrap* es que proporcionan una estimación del sesgo como diferencia entre la media *bootstrap* y el valor estimado por el modelo, sin embargo este estimador del sesgo ha sido criticado por su alta variabilidad (Efron y Tibshirani, 1993; Davison y Hinkley, 1997; Manly, 1997) y en la práctica se usa la corrección sobre la mediana, que es una medida más precisa (Prager, 1994; Patterson y Kirkwood, 1995). El sesgo que figura en la Tabla 4.6 y Tabla 4.7 se refiere a la diferencia sobre la media; el mayor sesgo de la biomasa frezante se produce en BNP seguido de BC (Tabla 4.7), mientras que en F media el mayor sesgo se produce en BC seguido de BNP; sin embargo, si consideramos la mediana, el método BC es el que produce el menor sesgo, con valores muy próximos a los originales. Estas grandes diferencias entre media y mediana se deben a que las distribuciones de la biomasa frezante o de la F media están sesgadas hacia la derecha y esta asimetría es mayor en las distribuciones BC<sup>1</sup>, así, el sesgo de F media de BG y BC llega incluso a cambiar de signo según se considere la media o la mediana.

El método *bootstrap* de corrección al sesgo (Efron y Tibshirani, 1993) mejora el método del percentil ajustando las diferencias entre la mediana de la distribución *bootstrap* y la estimación puntual obtenida con la muestra original. En los años recientes se ha recomendado su uso en la aplicación de problemas de pesquerías (Gavaris, 1999b; Patterson *et al.*, 2001). Los resultados presentados en la Figura 4.16 muestran las distribuciones acumuladas *bootstrap* y *bootstrap* corregidas al sesgo que definen el estado actual del stock y de la explotación. En todos los casos, la corrección al sesgo reduce la biomasa y aumenta la F estimada, lo que parece coincidir con el seguimiento histórico de la evaluación mediante análisis retrospectivo (Figura 4.8), que muestra una sobreestimación de la abundancia. Este resultado justifica la necesidad de contar con estimaciones del sesgo para proporcionar consejos adecuados para la gestión del recurso. Ignorar este sesgo puede conducir a decisiones que pongan en riesgo el futuro del stock. Las posibilidades de reapertura del stock dependen de la probabilidad de que la biomasa frezante sea superior a la biomasa límite (NAFO, 2003) y para que esta probabilidad sea bien establecida no es suficiente con la precisión de la biomasa frezante estimada; es necesario cuantificar su sesgo.

La construcción de *distribución de frecuencias acumuladas* mediante técnicas *bootstrap* son necesarias para la evaluación de riesgos en gestión de recursos pesqueros, aunque son técnicas que todavía necesitan mejoras; sin embargo, esta manera de trasladar la incertidumbre en el estado del stock al riesgo en la toma de decisiones ha sido aceptada por NAFO (2003) y los resultados obtenidos con la metodología actual son útiles para este fin siempre que sus limitaciones sean especificadas adecuadamente (Gavaris y Sinclair, 1998, Patterson *et al.*, 2001). La estrategia comparativa desarrollada en el presente estudio nos permite conocer estas limitaciones.

La Tabla 4.2 muestra que la obtención de estimaciones insesgadas del error estándar (o coeficiente de variación) de parámetros fundamentales para la gestión del recurso en el marco del *Planteamiento de Precaución*, es problemática. Estas estimaciones son necesarias para las proyecciones de capturas y de biomasa frezante, y para el análisis de riesgos. Esto es así porque la determinación del sesgo, y por lo tanto la magnitud de la corrección al sesgo necesaria para centrar el parámetro estimado, depende no sólo de la historia biológica del recurso y de su explotación, sino también de la distribución e

---

<sup>1</sup> véase forma en Tabla 4.6 y Tabla 4.7.

intensidad de los errores, tanto en la observación como en los procesos. Mientras que la disponibilidad de información sobre parámetros biológicos y de explotación es habitual, un análisis adecuado de su error, tanto cualitativo como cuantitativo, es algo menos frecuente (Patterson *et al.*, 2001). Los resultados presentados aquí muestran que la violación de las asunciones sobre la estructura del error de los índices (normalidad, independencia, homocedasticidad) son una causa importante de sesgo, que puede ser cuantificado por los distintos métodos *bootstrap*, pero que no es corregido mediante la aplicación de métodos condicionados. Existen otros métodos *bootstrap* más complejos para la corrección del sesgo, como el método acelerado o el ABC (DiCiccio y Efron, 1996) que pueden aportar soluciones a estos problemas. Un estudio más completo del efecto de la corrección al sesgo debería incluir estos métodos, algo que no se ha hecho hasta este momento.

#### **4.4.4 Sobre la estimación de la incertidumbre mediante el XSA**

Patterson *et al.* (2001) revisan la situación actual respecto la cuantificación de incertidumbre en pesquerías, y las ventajas y desventajas comparativas de distintos métodos. Reconocen que la cuantificación de la incertidumbre es un campo de trabajo en desarrollo en el cual se ha realizado poco trabajo detallado de comparación de métodos alternativos. A pesar de la exhaustiva revisión, los autores reconocen que muchas de las conclusiones alcanzadas son puramente especulativas y animan a otros investigadores del campo a continuar el trabajo para avanzar en este conocimiento. El trabajo presentado aquí pretende continuar en esta dirección, centrándose en el XSA, con el fin de mejorar el conocimiento de este modelo; la mayoría de los trabajos sobre incertidumbre en modelos estructurados por edades se han aplicado al ADAPT (Restrepo *et al.*, 1992; Mohn, 1993; Smith y Gavaris, 1993a; Myers y Cadigan, 1995a; Patterson y Kirkwood, 1995; Gavaris *et al.*, 2000; Patterson *et al.*, 2000; Restrepo *et al.*, 2000; Cadigan y Myers, 2001; Patterson *et al.*, 2001), y sólo unos pocos trabajos han sido parcialmente enfocados hacia el XSA (Gavaris *et al.*, 2000; Patterson *et al.*, 2000; Restrepo *et al.*, 2000), todos estos desarrollados dentro del mismo proyecto, anteriormente mencionado, cuyas conclusiones se resumen en Patterson *et al.* (2001).

Las rutinas de estimación de la incertidumbre están mejor desarrolladas en el ADAPT (Gavaris, 1999a), que en el XSA (Shepherd, 1999). El grupo de Métodos de ICES sugiere una actualización del XSA enfocada principalmente a mejorar los mecanismos de estimación de incertidumbre (ICES, 2003b); esta modificación incluye: aplicación independiente del *shrinkage* en años y edades; posibilidad de ponderación de los índices de abundancia en función de su error; estimación de la matriz de covarianzas con la inclusión de una función objetiva (el algoritmo actual carece de esta función); posibilidad de uso de funciones objetivas alternativas (gamma, lognormal, etc.); aplicación de *bootstrap* no paramétrico para estimación de distribuciones y sesgos. Estas carencias del XSA han sido tratadas en este trabajo de un modo más o menos directo, con el fin de cuantificar su efecto en términos de incertidumbre, poniendo de manifiesto su utilidad en la determinación de la incertidumbre asociada a la evaluación del bacalao de Flemish Cap.

Los resultados muestran que los métodos analíticos (interno y externo) proporcionados por el propio *software* des XSA (Darby y Flatman, 1994) subestiman el error asociado a la abundancia de los sobrevivientes en la evaluación del bacalao de Flemish Cap. Los



métodos no condicionados (BNP, BLN y BG) también subestiman el error debido a las fluctuaciones de la capturabilidad, que no son tenidas en cuenta en la estimación del error de los índices, mientras que los métodos condicionados son los que proporcionan las estimaciones de precisión más fiables. Respecto al sesgo, son los métodos no condicionados los que nos proporcionan una mejor evaluación del sesgo debido a la violación de las asunciones del modelo respecto a la estructura del error de los índices de abundancia: homocedasticidad, normalidad e independencia. Asimismo los métodos *bootstrap* nos permiten conocer la matriz de covarianzas del modelo sin necesidad de disponer de una función objetiva; estas covarianzas son más altas cuando se tienen en cuenta que los datos de entrada covarían, tal como ha sido observado en el muestreo del bacalao de Flemish Cap. La comparación de los distintos métodos *bootstrap* nos muestra que la estructura asumida de los datos de entrada condiciona los resultados del modelo, por lo tanto disponer de un método que considere funciones objetivas alternativas puede ser de gran ayuda.

#### **4.4.5 Sobre la validez de los distintos métodos bootstrap de estimación de la incertidumbre**

En este trabajo se compara la estima de la incertidumbre asociada a los resultados de la evaluación del bacalao de Flemish Cap mediante seis métodos: dos analíticos (interno y externo) y cuatro métodos *bootstrap*, de los cuales dos son no paramétricos (condicionado al ajuste del modelo y no condicionado) y dos paramétricos (lognormal y gamma). Centramos nuestra atención en la estimación de la incertidumbre de los resultados del XSA, especialmente en la biomasa frezante, por ser ésta el indicador del estado del stock que permitirá calcular la probabilidad de superar el punto de referencia límite ( $B_{lim} = 14\ 000\ t$ ), asumiendo que los índices de abundancia por edad son la única fuente de incertidumbre. Esto puede parecer un tanto restrictivo, sin embargo, el modelo aplicado, el XSA, lo asume así (Shepherd, 1999), y otros métodos similares, como el ADAPT (Gavaris, 1988) también. Asimismo, es reconocido que la variabilidad de los índices de abundancia es la principal fuente de incertidumbre en la determinación del estado actual del stock y en las proyecciones a corto plazo (Patterson *et al.*, 2001), de tal manera que puede enmascarar el efecto de otras posibles fuentes de error en caso de haberlas (Smith y Gavaris, 1993a).

Las mediciones de la incertidumbre de los parámetros estimados por un modelo dependen de los condicionamientos del método empleado; en los métodos *bootstrap* los condicionamientos se refieren a la parte del modelo que es mantenida fija y a la que se permite que varíe en la serie de replicas realizadas (Punt y Butterworth, 1993). Hay que tener en cuenta que la parte variable del XSA son los índices de abundancia por edad, con lo que los condicionamientos deben de considerar la estructura del error de estos índices. El método BNP es el que considera esta estructura de una manera más realista, ya que prescinde de aproximaciones teóricas sobre su distribución, como la gamma o la lognormal, y además, mantiene la dependencia entre clases de edad que, como hemos visto en el capítulo 1, están positivamente correlacionadas, lo que puede condicionar los resultados del VPA (Myers y Cadigan, 1995a; Patterson *et al.*, 2001; Cerviño, 2002). Los métodos paramétricos (BLN y BG) se alejan más de la realidad para acercarse más al modelo; mientras que el método condicionado es un método basado únicamente el error estimado por el propio modelo. La Tabla 4.1 resume las suposiciones estructurales asociadas a los índices de abundancia por edad generados por los distintos métodos

*bootstrap* aplicados en este trabajo; existe un nivel creciente de violación de estas suposiciones cuando se aplican al XSA, así el BNP no cumple ninguna de ellas mientras que el BC las cumple todas.

Una fuente de variabilidad potencial de los índices de abundancia estimados mediante campañas de arrastre de fondo es la variabilidad temporal de la capturabilidad (Pennington y Godø, 1995, Francis *et al.*, 2003). Esto explica las diferencias entre el error cuantificado mediante métodos no condicionados, que sólo consideran el error de muestreo y los métodos condicionados, que no consideran la variabilidad de los datos de entrada. Para que los métodos no condicionados sean eficaces sería necesario contar con una estimación del error debido a la capturabilidad y añadirse a los índices en la simulación. Pennington y Godø (1995), estiman este componente mediante calibración cruzada de series temporales, método que exige la existencia de dos series independientes de índices de abundancia; Francis *et al.* (2003) usan un método de prueba y error, modificando ese componente hasta conseguir un modelo donde los residuos se reducen. El trabajo realizado presenta la posibilidad de estudiar una alternativa para calcular este componente, que sería mediante las diferencias entre la varianza de la capturabilidad por edad estimada por el método BC y la varianza estimada mediante métodos no condicionados; esta posibilidad debería ser estudiada mediante simulación para evitar la interferencia de otras posibles fuentes de error introducidas por los datos reales, como el error de las capturas o de la mortalidad natural.

Uno de los objetivos iniciales de este trabajo era el desarrollo y evaluación del método no paramétrico no condicionado (BNP), para lo cual era necesario el desarrollo del remuestreo de la campaña (Capítulo 1). La idea era que al disponer de la estructura del error de los índices libre de suposiciones, este método proporcionaría la mejor estimación del error del XSA. La única referencia bibliográfica encontrada de la aplicación de un método parecido se refiere a una serie de campañas de sólo 6 años (Smith y Gavaris, 1993a), lo cual limita sus conclusiones. En este caso no existe esa limitación, sin embargo, existen otras que es necesario tener en cuenta: la primera es el problema de la capturabilidad, descrito anteriormente y la segunda es la subestimación del error de los índices, que limita la interpretación de los resultados. Para que el método sea eficaz es necesario corregir ambas, para lo cual lo primero es cuantificarlas, algo que este trabajo ha mostrado que es posible.

El método condicionado (BC) proporciona las estimaciones de precisión más fiables ya que es el único capaz de cuantificar el error debido a la variación de la capturabilidad; este método se aplica junto con el ADAPT desde principios de los años 90 (Mohn, 1993) y se incluyó como un estándar en el ADAPT a finales de esa misma década (Gavaris, 1999a); sin embargo, los otros métodos *bootstrap* han mostrado que el modelo es sensible a suposiciones estructurales de los índices (normalidad, homocedasticidad, independencia), que estas suposiciones producen sesgo en las estimaciones, y que este sesgo no es detectado ni corregido con el método condicionado (BC). La falta de sensibilidad frente a estas suposiciones nos hacen concluir que este método también subestima la incertidumbre real de las cantidades de interés para la gestión, como la biomasa frezante o la mortalidad por pesca. Obviamente esta subestimación es menor que la de los otros métodos, con lo cual a falta de un método mejor, el método condicional (BC) con la corrección al sesgo parecen la mejor alternativa para evaluar la posibilidad de reabrir la pesquería de bacalao de Flemish Cap.



## 4.5 Epílogo

La provisión de estimaciones de incertidumbre para aconsejar sobre la gestión de recursos pesqueros es una ciencia relativamente nueva. La comisión ballenera internacional introdujo estas prácticas en la década de 1980 (Kirkwood, 1981) y su aplicación a los modelos estructurados por edades comienza en la década de 1990 (Restrepo *et al.*, 1991; 1992; Smith *et al.*, 1993). Aunque no es hasta después del desarrollo del Plantamiento de Precaución (FAO, 1995; UN, 1995), que las distintas organizaciones gestoras plantean la importancia de cuantificarla e incorporarla al consejo científico (ICES, 1997a; NAFO, 1997). Durante la década de 1990 se desarrollaron diversos métodos, especialmente métodos de remuestreo, aprovechando el aumento del poder de cálculo del ordenador. La capacidad de estimar la incertidumbre asociada a las evaluaciones aumentó rápidamente, sin embargo todavía existen demasiadas subjetividades ante las múltiples decisiones necesarias para conducir un proceso completo de evaluación y no existe un consenso en la comunidad científica sobre como tomar estas decisiones. Para alcanzar este consenso es necesario profundizar en el conocimiento de los factores que generan incertidumbre y cómo incorporar esta incertidumbre al consejo científico. Este trabajo se centró en uno de estos factores, los índices de abundancia por edad.

Uno de los objetivos iniciales del trabajo era la determinación de un método óptimo para calcular la incertidumbre asociada a las estimaciones de la evaluación del bacalao de Flemish Cap. Sin embargo, las diferencias observadas entre los distintos métodos, tanto en precisión como en sesgo, muestran que no es un problema sencillo ya que en la *incertidumbre de estimación* respecto a las variables de interés para la gestión intervienen factores relacionados con *incertidumbre en la observación* (índices, capturas, etc), *incertidumbre en los procesos* (crecimiento, reclutamiento, madurez, etc) e *incertidumbre en la estructura de los modelos* (capturabilidad densodependiente o constante, selectividad en domo o constante a partir de cierta edad, mortalidad natural constante, etc). La mayoría de estos factores no son fácilmente controlables por los métodos y conocimientos actuales. La idea general sobre la incertidumbre de estimación es que, independientemente del método empleado, la incertidumbre siempre está infravalorada (Patterson *et al.*, 2001). Así, aunque no haya sido posible proporcionar una estimación precisa de la incertidumbre asociada al problema tratado, los métodos desarrollados han sido útiles para comparar el comportamiento de distintas técnicas, que no deben ser vistas como excluyentes, ya que la comparación de los resultados obtenidos con los distintos métodos proporcionan una oportunidad de estudiar la validez del modelo y de algunas de las suposiciones que lo soportan, indicándonos el camino a través del cual se puede mejorar la evaluación de los stocks reduciendo su incertidumbre.



---

## **5 Conclusiones**

---

### *Respecto a la incertidumbre en los índices de abundancia por edad*

El método *bootstrap* permite un análisis integrado de las distintas fuentes de error asociadas a la estimación de los índices de abundancia por edad mediante campañas de arrastre de fondo. Estas fuentes de error son: el diseño de las estaciones de pesca, el muestreo de tallas y el muestreo de edades. El método permite un análisis estadístico del error de los índices de abundancia por edad obtenidos a partir de campañas de arrastre de fondo, sin ninguna suposición respecto al modelo de error subyacente; sin embargo, el método está afectado por un error sistemático que subestima la varianza y las covarianzas en un factor de  $(n-1)/n$ , siendo  $n$  el tamaño de la muestra. En el caso del bacalao de Flemish Cap se ha observado una subestima media del error estándar de los índices de abundancia por edad del 7,4%.

La inclusión de fuentes de variación que habitualmente no se incluyen en los cálculos del error de los índices de abundancia por edad: muestreo de tallas y muestreo de edades, modifica substancialmente la percepción del error asociado a estas variables. En término medio la variabilidad del muestreo de tallas del bacalao de Flemish Cap supone un 15% de la varianza total, similar al muestreo de edades; sin embargo el efecto de estos dos componentes del error depende de la abundancia, siendo mayor a bajos niveles de abundancia, donde su participación puede superar el 50% de la varianza, mientras que a altas densidades su aporte se reduce a menos del 5%.

Las poblaciones de peces están distribuidas de tal manera que los individuos similares tienden a agruparse conjuntamente, así que los individuos capturados en una estación de pesca tienden a ser mas parecidos entre sí de lo que lo son en la población; este comportamiento favorece covarianzas positivas entre clases de edad próximas. Por otra parte, la asignación de tallas y de edades se realiza mediante una distribución de frecuencias que sigue un error multinomial, de tal manera que cuantos más individuos haya de una clase menos habrá de las otras, y este comportamiento favorece covarianzas negativas entre clases de edad. Cuando consideramos conjuntamente las tres fuentes de variabilidad observamos que las correlaciones anuales son altas y positivas entre clases de edad contiguas o próximas lo que indica que las relaciones entre abundancias está dominado por el efecto de la distribución conjunta de individuos similares, y que la inclusión de la variabilidad del muestreo de tallas y de edades reduce esta dependencia.

El *diseño aleatorio estratificado* mejora el error de un muestreo en dos sentidos: mediante el diseño de los estratos y mediante la distribución de las estaciones en esos estratos. El actual esquema de estratificación de Flemish Cap, con 19 estratos, es óptimo para el muestreo de la abundancia por edad del bacalao dado que su error estándar medio es un 5,5% inferior al error del diseño aleatorio simple. La reducción del número de estratos de 19 a 9 no aporta una mejoría sustancial del error respecto al diseño de 19 estratos, pero permitiría una mayor flexibilidad en la redistribución de las 120 pescas de las que se compone la campaña, lo que contribuiría a una mejoría del error de los resultados.

La *reducción de la duración de las pescas* favorece la reducción del error de la abundancia del bacalao de Flemish Cap si el tiempo ahorrado se aprovecha para realizar más pescas. Puesto que el principal componente del error está motivado por la diferencia entre pescas, y puesto que la variable de interés (abundancia por edad del

bacalao) está positivamente correlacionada; el incremento del tamaño de la muestra de tallas y de edades tendrá una repercusión relativamente inferior al incremento del número de estaciones de pesca. La reducción de la duración de las pescas de 30 a 20 minutos, junto con un aumento de una pesca en cada estrato produce una reducción media del error estándar del 4% y esta reducción es superior en las clases más abundantes.

#### *Respecto a la sensibilidad del modelo (XSA) y su relación con los índices de abundancia*

La variabilidad de los resultados de los modelos estructurados por edades tipo APV, como el XSA, está condicionada por múltiples fuentes de incertidumbre, que incluyen incertidumbre de observación, de proceso y de modelo o estructural. La sensibilidad del modelo frente a una perturbación concreta está enmascarada por múltiples efectos que dificultan este tipo de análisis cuando se trabaja sobre sistemas reales. Los modelos de simulación son una herramienta eficaz para el análisis de los factores que pueden alterar el comportamiento de un modelo, ya que nos permiten fijar o controlar los componentes del sistema sobre los que no estamos interesados, para que su variabilidad no interfiera en el efecto de aquellos que deseamos estudiar.

Las simulaciones con un *nivel creciente del error* de los índices de abundancia por edad ( $cv = 0,2, 0,4, 0,6$  y  $0,8$ ) muestran, como era esperable, que cuanto mayor sea el error en los índices, mayor es el error de los resultados. Sin embargo estos errores se reparten de un modo desigual en la matriz de años y edades de los resultados; los errores son mayores en los últimos años y en las edades mayores. No era tan esperable que *el sesgo* sea también dependiente del error de los índices de abundancia; a mayor error en los índices mayor sesgo en la estimación de los resultados, lo que indica la dificultad del modelo estudiado para converger en sus valores reales. Esta simulación también muestra que los métodos interno y externo subestiman la varianza de la abundancia por edad de los sobrevivientes y que esta infravaloración aumenta con el error de los índices de abundancia y con la edad.

La *capturabilidad* es el parámetro clave en el ajuste del XSA. Las simulaciones con el cambio de capturabilidad en la mitad de la serie temporal muestran que la capturabilidad estimada por el modelo no responde de igual manera cuando el cambio es un aumento de capturabilidad que cuando éste es una disminución. Así, el uso del *patrón retrospectivo* como herramienta de análisis de la calidad del ajuste del modelo puede conducir a equívocos ya que frente a un aumento de capturabilidad, el modelo reacciona más lentamente que frente a un descenso.

#### *Respecto a la incertidumbre en la evaluación del bacalao de Flemish Cap*

Las incertidumbre estimada mediante métodos *bootstrap* depende de los componentes del modelo que se mantienen fijos y de aquellos que se permite que varíen, así como de la manera cómo varían. En el caso analizado el componente variable son con los índices de abundancia por edad del bacalao de Flemish Cap; sin embargo, la manera cómo varían difiere en los cuatro métodos. En los métodos condicionados, la variabilidad de los índices es estimada por el modelo, mientras que en los métodos no condicionados es



---

estimada mediante muestreo. Las diferencias encontradas entre unos y otros muestran que el error de muestreo no explica la totalidad de la variabilidad explicada por el modelo.

El error comparativamente alto, que se estima mediante la aplicación de métodos condicionados (BC), muestra que los métodos *bootstrap* no condicionados (BNP, BLN y BG), subestiman el error verdadero de los resultados al no considerar que *la capturabilidad puede variar a lo largo del tiempo*. En el caso del bacalao de Flemish Cap, el coeficiente de variación de la capturabilidad de las edades mayores (3 y superiores), estimado mediante BC, duplica aproximadamente el error estimado por los otros métodos. Estas altas diferencias también se transmiten al error de la abundancia por edad de los sobrevivientes y de las variables de interés para la gestión (biomasa frezante y F media).

Teniendo como referencia el error estimado mediante *bootstrap* condicionado (BC), se puede afirmar que los métodos de estimación de los errores de la abundancia por edad de los sobrevivientes, diseñados a medida para el XSA y conocidos como métodos interno y externo, subestiman el error de la abundancia por edad, aunque en cantidades diferentes para cada clase de edad. El coeficiente de variación de las edades inferiores (2 y 3) del bacalao de Flemish Cap es similar entre métodos analíticos y BC, mientras que en las edades superiores el error BC duplica al error estimado por los métodos interno y externo, con lo cual su uso no es recomendable para la toma de decisiones.

Aunque los métodos *bootstrap* basados en el error de los índices de abundancia por edad (BNP, BLN y BG) subestiman el error de los resultados, estos métodos son válidos para comprobar las suposiciones estructurales del modelo, ya que difieren en la manera de simular el error de los índices de abundancia

Los métodos *gamma* (BG) y *lognormal* (BLN) proporcionan una precisión similar en todos los parámetros estimados; sin embargo, producen distintas estimaciones del sesgo, indicando que la distribución asumida para los índices de abundancia condiciona los resultados. Estos resultados no permiten decidir cuál de los dos métodos proporciona estimaciones más fiables. El método *no paramétrico* (BNP) proporciona dos ventajas sobre los métodos paramétricos: primero, prescinde de suposiciones sobre la estructura de los índices de abundancia por edad y, segundo, mantiene la dependencia observada entre las distintas edades de un mismo año. El BNP es el método que estima mayores sesgos para todos los parámetros, indicando que la estructura real del error de los índices (distribución y covarianza) modifica la percepción sobre el estado del stock. Sin embargo, los sesgos y errores obtenidos deben de ser considerados con cautela ya que la abundancia por edad simulada mediante el método BNP parte con una infravaloración de su error estándar de aproximadamente el 7,4%.

Las *correlaciones* entre los índices de abundancia por edad del bacalao de Flemish Cap son generalmente positivas y altas entre clases de edad del mismo año. El análisis comparativo de los resultados de los distintos métodos *bootstrap* muestra que estas correlaciones se transmiten a los resultados, tal como sucede con el método no paramétrico, no condicionado (BNP), que muestra que la abundancia por edad de los sobrevivientes están más correlacionadas de lo que los otros métodos muestran. No

tener en cuenta estas dependencias puede producir sesgo en los resultados y provocar una infravaloración de la varianza de las variables de interés para la gestión.

El *sesgo* es un componente fundamental de la incertidumbre y su cuantificación es necesaria para la provisión del consejo científico. Los distintos métodos *bootstrap* aplicados muestran que, aunque las estimaciones de sesgo discrepan respecto a la *F* media, la biomasa frezante está sobrestimada independientemente del método aplicado, lo cual coincide con el sesgo observado mediante el análisis retrospectivo. El método del percentil corregido al sesgo es útil para modificar las distribuciones de frecuencias acumuladas ajustándolas a los valores esperados.

El *método bootstrap condicionado (BC)* es el método que proporciona las mejores estimaciones de precisión de la biomasa frezante de bacalao de Flemish Cap. Sin embargo, el método falla al cuantificar la correlación entre las abundancias por edad de los sobrevivientes y al corregir el sesgo estimado. En estas dos facetas el método más eficaz es el *bootstrap* no paramétrico (BNP). A pesar de estas deficiencias los límites inferiores estimados mediante BC son los más conservadores al analizar la posibilidad de reabrir la pesquería de bacalao en Flemish Cap, por lo que este método es preferible sobre los demás.

---

## **6 Bibliografía**

---

- @RISK. 2000. Advanced risk analysis for spreadsheets [CD]. Ver. 4. Newfield, New York, Palisade. [Programa informático].
- AANES, S. y M. PENNINGTON. 2003. On estimating the age composition of the commercial catch of Northeast Arctic cod from a sample of clusters. *ICES J. Mar. Sci.*, 60: 297-303.
- AGLEN, A. y O. NAKKEN. 1997. Improving time series of abundance indices by applying new knowledge. *Fish. Res.*, 30:17-26.
- BARANOV, F.I. 1918. On the question of the biological basis of fisheries. *Nauchn. Issled. Ikhtiol. Inst. Izv.*, 1: 81-128 (Citado en Megrey, 1989).
- BASSON, M. 1999. The importance of environmental factors in the design of management procedures. *ICES J. Mar. Sci.*, 56: 933-942.
- BERKSON, J.M., L.L. KLINE y D.J. ORTH (Eds). 2002. *Incorporating Uncertainty into Fishery Models*. American Fisheries Society Symposium, 27, Bethesda, Maryland.
- BEVERTON, R.J.H. y S.J. HOLT. 1957. *On the dynamics of exploited fish populations*. *Fish. Invest. Min. Agric. Fish Food G.B. (2 Sea Fish.)*, XIX. 533 pp.
- BOGSTAD, B., M. PENNINGTON y J.H. VOLSTAD. 1995. Cost-efficient survey designs for estimating food consumption by fish. *Fish. Res.*, 23: 37-46.
- BOOTH, J.G. y B. PRESNELL. 1999. Resampling methods for sample surveys. *Bulletin of the International Statistical Institute. Proceedings Actes*, 52nd session.
- BURGMAN, M.A., S. FERSON y H.R. AKCAKAYA. 1993. *Risk assessment in conservation biology*. Population and Community Biology Series: 12. London, Chapman y Hall.
- CADDY, J.F. 1999. Fisheries management in the twenty-first century: will new paradigms apply? *Rev. Fish Biol. Fisher.*, 9: 1-43.
- CADDY, J.F. y R. MAHON. 1995. Reference points for fisheries management. *FAO Fish. Tech. Pap.* 347.
- CADDY, J.F. y R. MCGARVEY. 1996. Targets or limits for management of fisheries. *North American Journal of Fisheries Management*, 16: 479-487 pp.
- CADIGAN, G.C. y R.A. MYERS. 2001. A comparison of gamma and lognormal maximum likelihood estimators in sequential population analysis. *Can. J. Fish. Aquat. Sci.*, 58: 560-567.
- CARLSSON, D., P. KANNEWORFF, O. FOLMER, M. KINGSLEY y M. PENNINGTON. 2000. Improving the West Greenland trawl survey for shrimp (*Pandalus borealis*). *J. Northw. Atl. Fish. Sci.*, Vol. 27: 151-160.
- CERVINO, S. 2002. Bootstrap estimate of catch-sampling variability for indices of abundance at age. *NAFO SCR Doc.* 02/76. 11 pp

- 
- CERVIÑO, S. y A. VÁZQUEZ. 2000. An assessment of the cod stock in NAFO Division 3M. NAFO SCR Doc. 00/40. 13 pp.
- CERVIÑO, S. y A. VÁZQUEZ. 2001. Variability of abundance indices and its progression through age-structured models: an stochastic simulation with Flemish Cap cod. NAFO SCR Doc. 01/56. 14 pp.
- CERVIÑO, S. y A. VÁZQUEZ. 2003. Re-opening criteria for Flemish Cap cod: a survey-based method. NAFO SCR Doc. 03/38 11 pp.
- CERVIÑO, S., R. PREGO y M. GÓMEZ-GESTEIRA. 1999. New local-scale hydrographic observation on Flemish Cap in July 1996. NAFO Sci. Coun. Studies, 32: 17-24.
- CHARLES, A.T. 1998. Living with uncertainty in fisheries: analytical methods, management priorities and the Canadian groundfishery experience. Fish. Res., 37: 37-50.
- CLARK, W.G. 1999. Effect of an erroneous natural mortality rate on a simple age-structured stock assessment. Can. J. Fish. Aquat. Sci., 56: 1721-1731.
- COCHRAN, W.G. 1977. *Sampling techniques*. 3rd ed. New York. John Wiley and Sons. 428 pp.
- COCHRANE, K.L. 2002. *A fishery manager's guidebook*. FAO Fish. Tech. Pap. 424
- COLBOURNE, E. y K.D. FOOTE. 2000. Variability of stratification and circulation on the Flemish Cap during the decades of the 1950's-1990's. J. Northw. Atl. Fish. Sci., 26: 103-122.
- COOK, R.M. 1997. Stock trends in six North Sea stocks as revealed by an analysis of research vessel surveys. ICES J. Mar. Sci., 54: 924-933.
- COOKE, J.G. 1999. Improvement of fishery-management advice through simulation testing of harvest algorithms. ICES J. Mar. Sci., 56: 797-810.
- COTTER, A.J.R. 1998. Method for estimating variability due to sampling of catches on a trawl survey. Can. J. Fish. Aquat. Sci., 55: 1607-1617
- DARBY, C.D. y S. FLATMAN. 1994. *Virtual population analysis: user guide*. Ministry of Agriculture, Fisheries and Food. Directorate of Fisheries Research. Information Technology series, nº 1. 77 pp.
- DAVISON, A.C. y D.V. HINKLEY. 1997. *Bootstrap methods and their application*. Cambridge, Cambridge University Press. 582 pp.
- DE CÁRDENAS, E. 1995. *Dinámica de la población de bacalao de Flemish Cap; consideraciones sobre su aislamiento y gestión*. Tesis doctoral. Universidad Complutense de Madrid.
- DERISO, R.B., T.J. QUINN y P.R. NEAL. 1985. Catch-age analysis with auxiliary information. Can. J. Fish. Aquat. Sci., 42: 815-824.

- DIACONIS, P. y EFRON, B. 1983. Métodos intensivos estadísticos por ordenador. *Investigación y Ciencia*, 57: 70-83.
- DICICCIO, T.J. y E. EFRON. 1996. Bootstrap confidence intervals. *Statistical Science*, 3: 189-228.
- DIXON, P.M. 2001. "The jackknife and the bootstrap", en: S.M. Scheiner, y J. Gurevitch (eds). *The design and analysis of ecological experiments*. 2ª ed. Oxford, Oxford University press, pp 284-288.
- DOUBLEDAY, W.G. 1981. Manual of groundfish surveys in the Northwest Atlantic. NAFO, Sci. Coun. Studies, 2. 55 pp.
- EFRON, B. 1979. Computers ant the theory of statstistics: thinking the unthinkable. *Soc. Ind. Appl. Math.*, 21: 460-480.
- EFRON, B. y R.J. TIBSHIRANI. 1986. Bootstrap methods for standart errors confidence intervals, and other measures of statistical accuracy. *Statistical Science*, 1: 54-77.
- EFRON, B. y R.J. TIBSHIRANI. 1993. *An introduction to the bootstrap*. New York, Chapman y Hall.
- EHRHARDT, N.M. y C.M. LEGAULT. 1997. The role of uncertainty in fish stock assessment and management: A case study of the Spanish mackerel, *Scomberomorus maculatus*, in the US Gulf of Mexico. *Fish. Res.*, 29: 145-158.
- EVANS, G.T. 1996. Using the elementary operations of sequential populations analysis to display problems in catch or survey data. *Can. J. Fish. Aquat. Sci.*, 53: 239-243.
- EVANS, M., N. HASTINGS y B. PEACOCK. 2000. *Statistical Distribution*. 3ª ed. Wiley series in Probability and Statistics. New York., John Wiley y Sons.
- EXCEL 2000. [2 CD] Office2000 Professional. Seattle, Microsoft. [Programa Informático]
- FAO. 1995. *Code of Conduct for responsible fisheries*. Roma, FAO.
- FAO. 1996. Precautionary approach to fisheries. Part 1: guidelines on the precautionary approach to capture fisheries and species introductions. FAO Fisheries Technical paper, 350/1.
- FAO. 2002. The state of world fisheries and aquaculture. Texto electrónico, <[http://www.fao.org/sof/sofia/index\\_en.htm](http://www.fao.org/sof/sofia/index_en.htm)>
- FLAATEN, O., A.G.V. SALVANES, T. SCHEWEDER y O. ULLTANG (Eds). 1998. Objectives and uncertainties in fisheries management with emphasis on three North Atlantic ecosystems. *Fish. Res.* 37 (1-3): 1-312.
- FRANCIS, R.I.C.C. y R. SHOTTON. 1997. Risk in fisheries management: a review. *Can. J. Fish. Aquat. Sci.*, 54: 1699-1715.

- 
- FRANCIS, R.I.C.C., J.R. HURST y J.A.RENWICK. 2003. Quantifying annual variation in catchability for commercial and research fishing. *Fish. Bull.*, 101: 293-304.
- FRY, F.E.J. 1949. Statistics of a lake trout fishery. *Biometrika*, 5 (1): 27-67.
- FUNK, F., T. J. QUINN II, J. HEIFETZ, J. N. IANNELLI, J. E. POWERS, J. F. SCHWEIGERT, P. J. SULLIVAN y C.-I. ZHANG (eds). 1998. *Fishery stock assessment models*. Alaska Sea Grant College Program, University of Alaska Fairbanks. 1037 pp.
- GABRIEL, W. L. y P. MACE. 1999. "A review of biological reference points in the context of the precautionary approach", en V. Restrepo (Ed). *Proceedings of the 5th National Stock Assessment Workshop*. NMFS, Office of Science and Technology, pp. 34-45.
- GARCIA, S. 1996. The Precautionary approach to fisheries and its implications for fishery research, technology and management: and updated review. FAO Fish. Tech. Pap. 350/2
- GASCON, D. 1988. "Catch projections", en D. Rivard (ed), *Collected papers in stock assessment methods*, . CAFSAC Res Doc., 61, pp 135-146.
- GAVARIS, S. 1980. Assessment of the cod stock in Division 3M. NAFO. SCR Doc. 80/II/25.
- GAVARIS, S. 1988. An adaptative framework for the estimation of population size. CAFSAC Res. Doc., 88/29: 12 p.
- GAVARIS, S. 1999(a). ADAPT: *User's guide*. Versión Electrónica. [[www.mar.dfo-mpo.gc.ca/science/adapt/adapt\\_e.html](http://www.mar.dfo-mpo.gc.ca/science/adapt/adapt_e.html)]
- GAVARIS, S. 1999(b). "Dealing with bias in estimating uncertainty and risk", en V. Restrepo (Ed). *Proceedings of the 5th National Stock Assessment Workshop*. NMFS, Office of Science and Technology pp. 46-50
- GAVARIS, S. y A. SINCLAIR. 1998. "From fisheries assessment uncertainty to risk for immediate management actions", en F. Funk, *et al.* (eds) *Fishery stock assessment models*, Alaska Sea Grant College Program, University of Alaska Fairbanks, pp. 903-916
- GAVARIS, S. y S.J. SMITH. 1987. Effect of allocation and stratification strategies on precision of survey abundance estimates for Atlantic cod (*Gadus morhua*) on the Eastern Scotian. *J. Northw. Atl. Fish. Sci.*, 7: 137-144.
- GAVARIS, S., K.R. PATTERSON, C.D. DARBY, P. LEWY, B. MESNIL, A.E. PUNT, R.M. COOK, L.T. KELL, C.M. O'BRIEN, V.R. RESTREPO, D.W. SKAGEN y G. STEFÁNSSON. 2000. Comparison of Uncertainty estimates in short term usin real data. ICES CM 2000/V:03. 30 pp.
- GILBERT, D.J. 1995. Towards a new recruitment paradigm for fish stocks. *Can. J. Fish. Aquat. Sci.*, 54: 969-977.

- GILLMAN, M. y R. HAILS. 1997. An introduction to ecological modelling: putting practice in theory. Oxford, Blackwell Science.
- GODØ, O.R. 1990. *Factors affecting accuracy and precision in abundance estimates of gadoids from scientific surveys*. Ph.D. Thesis. Institute of Fisheries and Marine Biology. University of Bergen. Bergen, Norway
- GODØ, O.R. y A. ENGÅS. 1989. Swept area variation with depth and its influence on abundance indices of groundfish from trawl surveys. J. Northw. Atl. Fish. Sci., 9: 141-150.
- GODØ, O.R. y V.G. WESPESTAD. 1993. Monitoring changes in abundance of gadois with varying availability to trawl and acoustic surveys. ICES J. Mar. Sci., 50: 39-51.
- GODØ, O.R., M. PENNINGTON y J.H. VOLSTAD. 1990. Effect of tow duration on length composition of trawl catches. Fish. Res., 9: 165-179.
- GODØ, O.R., S.J. WALSH y A. ENGÅS. 1999. Investigating density-dependent catchability in bottom-trawl surveys. ICES J. Mar. Sci., 56: 292-298.
- GRAHAM, M. 1935. Modern theory of exploiting a fishery, and application to North Sea trawling. J. Cons. Int. Explor. Mer, 37: 199-204.
- GULLAND, J.A y L. BOEREMA. 1973. Scientific advice on catch levels. Fish. Bull. (US), 71: 325-335.
- GULLAND, J.A. 1965. Estimation of mortality rates. Anexo al AFWG Report. ICES CM 1965, 3 (Citado en Megrey, 1989).
- GULLAND, J.A. 1983. *Fish stock assessment. A manual of basic methods*. New York, John Wiley. 222pp.
- GUNDERSON, D.R. 1993. *Surveys of fisheries resources*. New York, John Wiley. 248 pp.
- HADDON, M. 2001. *Modelling and quantitative methods in fisheries*. Boca Raton (Florida), Chapman and Hall. 406 pp.
- HARWOOD, J. 2000. Risk assessment and decision analysis in conservation. Biological Conservation, 95: 219-226.
- HELSER, T.E. y D.B. HAYES. 1995. Providing quantitative management advice from stock abundance indices based on research surveys. Fish. Bull., 93:290-298.
- HILBORN, R. 2003. The state of the art in stock assessment: where we are and where we are going. Sci. Mar., 67 (Suppl. 1): 15-20.
- HILBORN, R y R.M. PETERMAN. 1996. The development of scientific advice with incomplete information in the context of the Precautionary Approach. FAO Fish. Tech. Pap. 350/2.



- 
- HILBORN, R. E.K. PIKITCH y R.C. FRANCIS. 1993. Current trends in including risk and uncertainty in stock assessment and harvest decisions. *Can. J. Fish. Aquat. Sci.*, 50: 874-880.
- HILBORN, R. y M. MANGEL. 1997. *The Ecological Detective. Confronting Models with data*. New Jersey, Princeton University Press.
- HILBORN, R. y C.J. WALTERS. 1992. *Quantitative Fisheries Stock Assessment. Choice, Dynamics and Uncertainty*. New York, Chapman and Hall.
- HOLT, J.H. 1998. Fifty years on. *Rev. Fish Biol. Fisher.*, 8: 357-366.
- HUTCHINGS, J.A. y R.A. MYERS. 1994. Spatial and temporal variation in the density of northern cod and a review of hypothesis for the stock's collapse. *Can. J. Fish. Aquat. Sci.*, 51: 2126-2146.
- ICCAT. 1999. Report of the Meeting of the ICCAT Ad Hoc Working Group on the Precautionary Approach. ICCAT, COM-SCRS 99/11.
- ICES. 1991. Report of the Working Group on Methods of fish stock assessment. ICES CM 1991/Assess:25, 149pp.
- ICES. 1993. Report of the Working Group on Methods of fish stock assessment. ICES CM 1993/Assess:12, 86pp.
- ICES. 1995. Report of the Working Group on Methods on Fish Stock Assessment. ICES CM 1995/Assess: 11.
- ICES. 1997(a). Report of the study group on the Precautionary Approach to fisheries management. ICES CM 1997/Assess.:7.
- ICES. 1997(b). Report of the Comprehensive Fishery Evaluation Working Group. ICES CM 1997/Assess:15. ACFM.
- ICES. 1998. Report of the Study group on the Precautionary Approach to fisheries management. ICES CM 1998/ACFM:10 REF. D.
- ICES. 2002. Report of the Working Group on Methods on Fish Stock Assessment. ICES CM 2002/D:01.
- ICES. 2003(a). Environmental status of the European seas. German Federal Ministry for the Environment, Nature Conservation and Nuclear Safety. 75 pp.
- ICES. 2003(b). Report of the Working Group on Methods on Fish Stock Assessment. ICES CM 2003/D:03.
- KELL, L.T. 1998. *FishLab. Software for fisheries evaluation and simulation*. Ver. 1 [Actualizada por el autor en 2001]. Lowestoft, CEFAS. Programa informático.
- KELL, L.T., C.M. O'BRIEN, M.T. SMITH, T.K. STOKES y B.D. RACKHAM. 1999. An evaluation of management procedures for the implementing a precautionary

- approach in the ICES context for North Sea plaice (*Pleuronectes platessa* L.). ICES J. Mar. Sci., 56: 834-845.
- KIMURA, D.K. 1977. Statistical assessment of the Age-Length key. J. Fish. Res. Board Can., 34: 317-324
- KIRKWOOD, G.P. 1981. Estimation of stock size using relative abundance data: a simulation study. Rep. of Int. Whal. Comm., 31: 729-745.
- KNUTH, D.E. 1997. *The art of computing*. Reading [Massachusetts]. Addison-Wesley.
- KOELLER, P. 2003. The lighter side of reference points. Fish. Res., 62: 1-6.
- KORSBREKKE, K., S. MEHL, O. NAKKEN y M. PENNINGTON. 2001. A survey-based assessment of the Northeast Arctic cod stock. ICES J. Mar. Sci., 58: 763-769.
- KREBS, C.J. 1999. *Ecological methodology*. 2ª ed. New York. Harper Collins.
- LAI, H.-L. 1993. Optimal sampling design using the age-length key to estimate age composition of a fish population. Fish. Bull., 92: 382-388.
- LANE, D.E. y R.L. STEPHENSON. 1998. A framework for risk analysis in fisheries decision-making. ICES J. Mar. Sci., 55: 1-13.
- LASSEN, H. y P. MEDLEY. 2001. Virtual population analysis. A practical manual for stock assessment. FAO Fish. Tech. Pap. 400. 129 pp.
- LAUREC, A. y J.G. SHEPHERD. 1983. On the analysis of catch and effort data. J. Cons. int. Explor. Mer. 41, 81-84.
- LUDWING, D., R. HILBORN y C. WALTERS. 1993. Uncertainty, resource exploitation, and conservation: lessons from history. Science, 260. pg. 17 y 36.
- MACE, P.M. 2001. A new role for MSY in single-species and ecosystem approaches to fisheries stock assessment and management. Fish and Fisheries, 2, 2-32.
- MACE, P. y W. GABRIEL. 1999. "Evolution, scope and current applications of the precautionary approach in fisheries", en V. Restrepo (Ed). *Proceedings of the 5th National Stock Assessment Workshop*, NMFS, Office of Science and Technology pp. 65-73.
- MAGNUSSON, K. 1995. An overview of the multispecies VPA: theory and applications. Rev. Fish Biol. Fisher., 5: 195-212.
- MANLY, B.F.J. 1997. *Randomization, bootstrap and Monte Carlo methods in biology*. 2º ed. London. Chapman y Hall. 399 pp.
- MARCHAL, P., C. ULRICH, K. KORSBREKKE, M. PASTOORS y B. RACKMAM. 2003. Annual trends in catchability and fish stocks assessments. Sci. Mar., 67 (Suppl. 1): 63-73.

- 
- MARI, A. y J. TERRE. 1976. General assessment of the cod stock in ICNAF Division 3M. ICNAF Res. Doc. 76/VI/33.
- MARI, A. y J. TERRE. 1977. An evaluation of the status of Flemish Cap cod fishery. ICNAF Res. Doc. 77/VI/28.
- McALLISTER, M.K. y G.P. KIRKWOOD 1998. Bayesian stock assessment: a review and example application using the logistic model. ICES J. Mar. Sci., 55: 1031-1060.
- McALLISTER, M.K., P.J. STARR, V.R. RESTREPO y G.P. KIRKWOOD 1999. Formulating quantitative methods to evaluate fishery-management systems: what fishery processes should be modelled and what trade-offs should be made? ICES J. Mar. Sci., 56: 900-199
- McCALLUM, H. 2000. *Population parameters: estimation for ecological models*. Oxford. Blackwell Science.
- McCONNAUGHEY, R.A. y L.L. CONQUEST. 1993. Trawl survey estimation using a comparative approach based on lognormal theory. Fish, Bull., 91: 107-118.
- McNAMARA, J.M. y K. HARDING. 2004. Measurement error and estimates of population extinction risk. Ecology Letters, 7: 16-20.
- MEGREY, B.A. 1989. Review and comparison of age-structured stock assessment models from theoretical and applied points of view. Am. Fish. Soc. Symp. 6: 8-48.
- METHOT, R.D. 2000. Technical description of the Stock Synthesis Assessment program. NOAA Tech. Mem. NMFS-NWFSC-43.
- METZ, G. y MYERS, R.A. 1997. Influence of errors in natural mortality estimates in cohort analysis. Can. J. Fish. Aquat. Sci., 54: 1608-1612.
- MOHN, R.K. 1993. Bootstrap estimates of ADAPT parameters, their projection in risk analysis and their retrospective patterns. Can. Spec. Pub. of Fish. Aquat. Sci. 120: 173-184.
- MOHN, R.K. 1999. The retrospective problem in sequential population analysis: An investigation using cod fishery and simulated data. Can. J. Fish. Aquat. Sci., 56: 473-488.
- MYERS, R.A. y P. PEPIN. 1990. The robustness of lognormal-based estimators of abundance. Biometrics, 46: 1185-1192.
- MYERS, R.A. y N.G. CADIGAN. 1993. Density-dependent juvenile mortality in marine demersal fish. Can. J. Fish. Aquat. Sci. 52: 1274-1285
- MYERS, R.A. y N.G. CADIGAN. 1995(b). Was an increase in natural mortality responsible for the collapse of northern cod? Can. J. Fish. Aquat. Sci., 52: 1274-1285.

- MYERS, R.A. y N.G. CADIGAN. 1995(a). Statistical analysis of catch-at-age data with correlated errors. *Can. J. Fish. Aquat. Sci.*, 52: 1265-1273.
- MYERS, R.M., J.A. HUTCHINGS y N.J. BARROWMAN. 1997. Why do fish stocks collapse? the example of cod in Atlantic Canada. *Ecological Applications*, 7: 91-106.
- NAFO. 1989. *Inventory of sampling data: 1979-1984*. NAFO Inventory of Sampling Data.
- NAFO. 1991. *Special session on management under uncertainties*. NAFO Sci. Coun. Studies, 16.
- NAFO. 1995. *Scientific Council Reports 1994*. Dartmouth [Canadá]. NAFO.
- NAFO. 1997. Report of the Ad hoc working group on the NAFO scientific council on the Precautionary Approach. NAFO SCS Doc. 97/12.
- NAFO. 1998. Report of Scientific Council Workshop on the Precautionary Approach to Fisheries Management. NAFO SCS Doc. 98/1
- NAFO. 2000. Report of the Joint Scientific Council and Fisheries Commission Working Group on Precautionary Approach. NAFO/FC Doc. 00/2.
- NAFO. 2002. *Scientific Council Reports 2001*. Dartmouth [Canadá]. NAFO.
- NAFO. 2003. Report of NAFO Scientific Council Workshop on the Precautionary Approach to Fisheries Management. SCS Doc 03/05, Ser. No. N4805, 56 p.
- NEEDLE, C.L. 2002. Recruitment models: diagnosis and prognosis. *Rev. Fish Biol. Fisher.*, 11: 95-111.
- NMFS. 1998. *Improving Fish Stocks Assessments*. Washington D.C., National Academy Press.
- NMFS. 1999. *Our Living Oceans. Report on the status of U.S. living marine resources, 1999*. U.S. Dep. Commer., NOAA Tech. Memo. NMFS-F/SPO-41, versión electrónica, <<http://spo.nwr.noaa.gov/olo99.htm>>
- NOREEN, E.W. 1989. *Computer intensive methods for testing hypotheses*. New York. J. Wiley. 227 pp.
- PARMA., A.N. 1993. "Retrospective catch-at-age analysis of pacific halibut: implications on assessment of harvesting policies", en Kruse, G., D.M. Eggers, C. Pautzke, R. Marrasco y T.J. Quinn (Eds.). *Proceedings of the International Symposium on Management Strategies for Exploited Fish Populations*. Alaska Sea Grant College Program, pp. 247-265.
- PATTERSON, K.R. 1998. Assessing fish stocks when catches are misreported: model, simulation test, and application to cod, haddock and whiting in ICES area. *ICES J. Mar. Sci.* 55: 878-891.

- 
- PATTERSON, K.R. 1999(a). Evaluating uncertainty in harvest control law catches using Bayesian Markov chain Monte Carlo virtual population analysis with adaptive rejection sampling and including structural uncertainty. *Can. J. Fish. Aquat. Sci.*, 56: 208-221
- PATTERSON, K.R. 1999(b). *Integrated catch at age analysis*. Version 1.4. User's manual.
- PATTERSON, K., R. COOK, C. DARBY, S. GAVARIS, L. KELL, P. LEWY, B. MESNIL, A. PUNT, V. RESTREPO, D.W. SKAGEN y G. STEFANSSON. 1999. A review of some methods for estimating uncertainty in fisheries. Fisheries Research Service Report, nº 7/99. Marine Laboratory of Aberdeen.
- PATTERSON, K., R. COOK, C. DARBY, S. GAVARIS, L. KELL, P. LEWY, B. MESNIL, A. PUNT, V. RESTREPO, D.W. SKAGEN y G. STEFANSSON. 2001. Estimating uncertainty in fish stock assessment and forecasting. *Fish and Fisheries*, 2: 125-157.
- PATTERSON, K., R. COOK, C. DARBY, S. GAVARIS, MESNIL, A. PUNT, V. RESTREPO, D.W. SKAGEN, G. STEFANSSON y M. SMITH. 2000. Validating three methods for making probability statements in fisheries forecast. ICES C.M. 2000. V:06. 23 pp.
- PATTERSON, K.R. y G.P. KIRKWOOD. 1995. Comparative performance of ADAPT and Laurec-Shepherd methods for estimating fish populations parameters and in stock management. *ICES J. Mar. Sci.*, 52: 183-195
- PELLA, J.J. y P.K. TOMLINSON. 1969. A generalized stock production model. *Inter-Am. Trop. Tuna Comm.*, 13: 419-496.
- PELLETIER, D. y P. GROS. 1991. Assessing the impact of sampling error on model-based management advice: comparison of equilibrium yield per recruit variance estimators. *Can. J. Fish. Aquat. Sci.*, 48: 2129-2139.
- PELLETIER, D. y A. LAUREC. 1992. Management under uncertainty: defining strategies for reducing overexploitation. *ICES, J. mar. Sci.*, 49: 389-401
- PENNINGTON, M. 1996. Estimating the mean and variance from highly skewed marine data. *Fish. Bull.*, 94: 498-505.
- PENNINGTON, M. (Ed.). 1999. *Report of the workshop on comparison of stock assessment model strategies, with application to Northeast Arctic cod*. Bergen, Institute of Marine Research. Fisker og Havet, 4-1999. 42 pp.
- PENNINGTON, M., L.-M. BURMEISTER y V. HJELLVIK. 2002. Assessing the precision of frequency distributions estimated from trawl-survey samples. *Fish. Bull.*, 100: 74-80.
- PENNINGTON, M. y O.R. GODØ. 1995. Measuring the effect of changes in catchability on the variance of marine survey abundance indices. *Fish. Res.*, 23: 301-310.

- PENNINGTON, M. y T. STRØMME. 1998. Survey as a research tool for managing dynamic stocks. *Fish. Res.*, 37: 97-106
- PENNINGTON, M. y VØLSTAD, J.H. 1994. Assessing the effect of intra haul correlation and variable density on estimates of population characteristics from marine surveys. *Biometrics*, 50: 725-732
- PLANQUE, B. y FRÉDOU, T. 1999. Temperature and the recruitment of Atlantic cod (*Gadus morhua*). *Can. J. Fish. Aquat. Sci.*, 56: 2069-2077.
- POOLE, D., GIVENS, G.H. y A.E. RAFTERY. 1999. A proposed stock assessment method and its application to bowhead whales, *Balaena mysticetus*. *Fish. Bull.*, 97: 144-152.
- POPE, G.J. y J.D. SHEPHERD. 1982. A simple method for the consistent interpretation of catch-at-age-data. *J. Cons. int. Explor. Mer.* 40: 176-184.
- POPE, J.G. 1972. An investigation of accuracy of virtual population analysis using cohort analysis. *ICNAF Res. Bull.*, 9: 65-74.
- POPE, J.G. 1977. "Estimation of fishing mortality, its precision and implications for the management of fisheries", en Steele, J.H. (ed.), *Fisheries mathematics*, Academic Press.
- POPE, J.G. y J.G. SHEPHERD. 1985. A comparison of the performance of various methods for tuning VPAs using effort data. *J. Cons. int. Explor. Mer.* 42: 129-151.
- PRAGER, M.H. 1994. A suite of extensions to a nonequilibrium surplus-production model. *Fish. Bull.*, 92: 374-389.
- PRESS, W.H., S.A. TEUKOLSKY, W.T. VETTERING y B.P. FLANNERY. 1992. *Numerical recipes in C. The art of scientific computing*. 2ª Ed. Cambridge. Cambridge University Press. 994 pp.
- PUNT, A.E. 1993. The comparative performance of production-model and ad hoc tuned VPA based feedback-control management procedures for the stock of Cape hake off west coast of South Africa. *Can. Spec. Pub. of Fish. Aquat. Sci.* 120: 283-300.
- PUNT, A.E. y D.S. BUTTERWORTH. 1993. Variance estimates in fisheries assessment: their importance and how best to evaluate them. *Can. Spec. Pub. of Fish. Aquat. Sci.*, 120: 145-162
- PUNT, A.E. y R. HILBORN. 1996. *Biomass dynamic models. User's manual*. FAO. Computerized Information Series (Fisheries). Nº 10. 62 p.
- PUNT, A.E. y R. HILBORN. 1997. Fisheries stock assessment and decision analysis: the bayesian approach. *Reviews in Fish Biology and Fisheries*, 7: 35-63
- QUINN II T.J. y R.B. DERISO. 1999. *Quantitative Fish Dynamics*. New York. Oxford University Press. 542 pp.

- 
- RAO, J.N.K. y C.F.J. WU. 1988. Resampling inference with complex survey data. *J. Am. Stat. Assoc.*, 83: 231-241.
- RAWLINGS, J.O. 1988. *Applied regresion analysis*. Belmont [California]. Wardsworth. 553 pp.
- REEVES, S.A. 2003. A simulation study of the implications of age-reading error for stock assessment and management advice. *ICES J. Mar. Sci.*, 60: 314-328.
- RESTREPO, R.V., J.M. HOENIG, J.E. POWERS, J.W. BAIRD y S.C. TURNER. 1992. A simple simulation approach to risk and cost analisis, with applications to swordfish and cod fisheries. *Fish. Bull.*, 90: 736-748.
- RESTREPO, V.R. y C.M. LEGAULT. 1998. "A stochastic implementation of an age-structured production model". en F. Funk, *et al.* (eds) *Fishery stock assessment models*, Alaska Sea Grant College Program, University of Alaska Fairbanks, pp 435-450
- RESTREPO, V.R., P.M. MACE y F.M. SERCHUCK. 1999. "The precautionary approach: a new paradigm, or business as usual?" en *Our living oceans*. Report on the status of U. S. Dep. Commer., NOAA Tech. Memo. NMFS-F/SPO-41, versión electrónica, <http://spo.nwr.noaa.gov/fal.pdf>
- RESTREPO, V.R., K.R. PATTERSON, C.D. DARBY, S. GAVARIS, L.T. KELL, P. LEWY, B. MESNIL, A.E. PUNT, R.M. COOK, C.M. O'BRIEN, D.W. SKAGEN y G. STEFÁNSSON. 2000. Do different methods provide accurate probability statements in the short term? *ICES CM 2000/V:08*
- RESTREPO, VR, POWERS, J.E. y TURNER, S.C. 1991. Incorporating uncertainty in VPA results via simulation. *ICCAT, Collected Volumes of Scientific Papers*, 35: 355-361
- RICKER, W.E. 1954. Stock and recruitment. *J. Fish. Res. Board Can.*, 11(5): 559-623.
- RICKER, W.E. 1973. Linear regresions in fishery research. *J. Fish. Res. Board Can.*, 30: 409-434.
- RICKER, W.E. 1975. Computation and interpretation of biological statistics of fish populations. *Bull. Fish. Res. Bd. Can.*, 191. 382 pp.
- RIVARD, D. y M.G. FOY. 1987. An analysis of errors in catch proyections for Canadian Atlantic fish stocks. *Can. J. Fish. Aquat. Sci.*, 44: 967-981.
- ROBERTSON, D., A. BUNDY, R. MUETZELFELDT, M. HAGGITH y M. USCHOLD. 1991. *Eco-logic: logic-based approach to ecological modelling*. Cambridge, The MIT Press. 243 pp.
- ROCHET, M.-J. 2000. Does the concept of spawning per recruit make sense? *ICES J. Mar. Sci.*, 57: 1160-1174

- ROSE, G.A., B DEYOUNG, D.W. KULKA, S.V. GODDARD y G.L. FLETCHER 2000. Distribution shifts and overfishing the northern cod (*Gadus morhua*): a view from ocean. Can. J. Fish. Aquat. Sci. 57: 644-663
- ROSENBERG, A.A. y V.R.RESTREPO. 1994. Uncertainty and risk evaluation in stock assessment advice for U.S. marine fisheries. Can. J. Fish. Aquat. Sci., 51: 2715-2720.
- ROTHSCHILD, B.J. 2000. Fish stock and recruitment: the past thirty years. ICES J. Mar. Sci., 57: 191-201.
- RUSSELL, E.S. 1931. Some theoretical considerations on the overfishing problem. J. Cons. Int. Explor. Mer, 6: 3-20.
- SABORIDO-REY, F. y A. VÁZQUEZ. 2003. Results from the bottom trawl survey on Flemish Cap of July 2002. NAFO SCR Doc. 03/42.
- SAMPSON, D.B. 1987. Variance estimators for Virtual Population Analysis. J. Cons. Int. Explor. Mer, 43: 149-158.
- SAMPSON, D.B. y YIN, Y. 1998. "A Monte Carlo evaluation of the stock synthesis assessment program". en F. Funk, *et al.* (eds), *Fishery stock assessment models*, Alaska Sea Grant College Program, University of Alaska Fairbanks, pp. 315-338
- SCHAEFER, M.B. 1954. Some aspects of the dynamics of populations important to the management of the commercial marine fisheries. Bull. Inter-Am. Trop. Tuna Comm., 1(2): 27-56.
- SCHNUTE, J.T. y R. HAIGH. 2003. A simulation model for designing groundfish trawl survey. Can. J. Fish. Aquat. Sci., 60: 640-656.
- SCHNUTE, J.T. y L.J. RICHARDS. 1995. The influence of error on population estimates from catch-age models. Can. J. Fish. Aquat. Sci., 52: 2063-2077
- SELVIN, S. 1998. *Modern applied biostatistical methods (Using S-Plus)*. New York, Oxford University Press. 461 pp.
- SERCHUK, F., RIVARD, D., CASEY, J., y MAYO, R. 1997. Report of the *Ad hoc* working group of the NAFO Scientific Council on the Precautionary Approach. NAFO SCS Doc. 97/12.
- SHELTON, J. H., R.A. MYERS y A. DUNN. 2001. Is catch-per-unit-effort proportional to abundance? Can. J. Fish. Aquat. Sci., 58: 1760-1772
- SHELTON, P.A. y G.R. LILLY 2000. Interpreting the collapse of the northern cod stock from survey and catch data. Can. J. Fish. Aquat. Sci., 57: 2230-2239
- SHEPHERD, J.G. 1982. A versatile new stock-recruitment relationship for fisheries, and the construction of sustainable yield curves. J. Cons. int. Explor. Mer, 40(1): 67-75.



- 
- SHEPHERD, J.G. 1997. Prediction of year-class strength by calibration regression analysis of multiple recruit index series. ICES J. Mar. Sci., 54: 741-752.
- SHEPHERD, J.G. 1999. *Extended Survivors Analysis: an improved method for the analysis of catch-at-age data and abundance indices*. ICES J. Mar. Sci., 56: 584-591.
- SIGLER, M.F. y J.T. FUJIOKA 1988. Evaluation of variability in sablefish, *Anoplopoma fimbria*, abundance indices in the gulf of Alaska using the bootstrap method. Fish. Bull., 86: 445-452.
- SINCLAIR, A.F. 1999. Biological reference points relevant to a precautionary approach to fisheries management: an example for southern gulf of St. Lawrence cod. NAFO Sci. Coun. Studies, 32: 25-36.
- SINCLAIR, A.F. 2001. Natural mortality of cod (*Gadus morhua*) in the Southern Gulf of St. Lawrence. ICES J. Mar. Sci., 58: 1-10.
- SINCLAIR, A., D. GASCON, R. BOYLE, D. RIVARD y S. GAVARIS. 1991. Consistency of some Northwest Atlantic groundfish stock assessment. NAFO Sci. Coun. Studies, 16: 59-78.
- SIGLER, F.M. y J.T. FUJIOKA 1988. Evaluation of variability in sablefish, *Anoplopoma fimbria*, abundance indices in the gulf of Alaska using the bootstrap method. Fish. Bull., 86: 445-452.
- SISSSENWINE, M.P. 1978. Using the USA research vessel spring bottom trawl survey as an index of Atlantic mackerel abundance. ICNAF Sel. Pap., 3: 49-55.
- SITTER, R.R. 1992. A resampling procedure for complex survey data. J. Am. Stat. Assoc., 87: 755-765.
- SMITH, S.J. 1990. Use of statistical models for the estimation of abundance from groundfish trawl survey data. Can. J. Fish. Aquat. Sci., 47: 894-903.
- SMITH, S.J. 1996. Analysis of data from bottom trawl survey. NAFO Sci. Coun. Studies, 28: 25-53.
- SMITH, S.J. 1997. Bootstrap confidence limits for groundfish trawl survey estimates of mean abundance. Can. J. Fish. Aquat. Sci., 54: 616-630.
- SMITH, S.J. y S. GAVARIS. 1993(b). Improving the precision of fish abundance estimates of Eastern Scotian shelf cod from bottom trawl survey. N. Am. J. Fish Manage., 13: 35-47.
- SMITH, S.J. y S. GAVARIS. 1993(a). Evaluating the accuracy of projected catch estimates from sequential population analysis and trawl survey abundance estimates. Can. Spec. Pub. of Fish. Aquat. Sci. 120: 163-172.
- SMITH, S.J., J.J. HUNT y D. RIVARD (eds). 1993. Risk evaluation and biological reference points for fisheries management. Can. Spec. Pub. of Fish. Aquat. Sci. 120.

- SMITH, S.J. y F.H. PAGE. 1996. Associations between Atlantic cod (*Gadus morhua*) and hydrographic variables: implications for the management of the 4VsW cod stock. *Can. J. Fish. Aquat. Sci.*, 53:597-614.
- SOKAL, R.R. y ROLF, F.J. 1995. *Biometry*. 3ª ed. New York. Freeman and Co. 887 pp.
- SOMERTON, D.A., R.S.OTTO y S.E. SYRJALA 2002. Can changes in tow duration on bottom trawl surveys lead to changes in CPUE and mean size? *Fish. Res.* 55: 63-70.
- SPARRE, P. 1991. Introduction to multispecies Virtual Population Analysis. *ICES Mar. Sci. Symp.*, 193: 12-21.
- SPARRE, P. y P.J.B. HART. 2002. "Choosing the best model for fisheries assessment", en Hart, PJB y Reynolds, J (eds), *Handbook of fish biology and fisheries*, [2 vols]. Vol. 2, Blackwell Science. pp 270-290.
- SPARRE, P. y VENEMA, S.C. 1995. Introducción a la evaluación de recursos pesqueros tropicales. *FAO, Doc. Tec. Pesc.*, 306/1. 420 pp.
- STEFÁNSSON, G. 1996. Analysis of groundfish abundance data: combining the GLM and delta approach. *ICES J. Mar. Sci.*, 53: 577-588.
- STEIN, M. 1996. Flemish Cap. A review on research activities with focus on oceanographic conditions. *NAFO Sci. Coun. Studies*, 25: 1-24.
- STEPHENSON, R.L. y D.E. LANE. 1995. Fisheries management science: a plea for conceptual change. *Can. J. Fish. Aquat. Sci.*, 52: 2051-2056.
- STOKES, T.K., D.S. BUTTERWORTH y R.L. STEPHENSON (Eds.) 1999. Confronting uncertainty in the evaluation and implementation of fisheries-management systems. *ICES J. Mar. Sci.*, 56.
- STRONG, M. 1992. Variability of trawl performance on Scotia-Fundy groundfish surveys. *CAFSAC Res. Doc.* 92/58
- SWAIN, D.P. 1999. Changes in the distribution of atlantic cod (*Gadus morhua*) in the southern Gulf of St Lawrence: effects of environmental change or change in environmental preferences? *Fish. Oceanogr.*, 8: 1-17.
- SWAIN, D.P. y A.F. SINCLAIR. 1994. Fish distribution and catchability: why is the appropriate measure of distribution. *Can. J. Fish. Aquat. Sci.*, 51: 1046-1054.
- SWAIN, D.P. y E.F. WADE. 1993. Density-dependent geographic distribution of Atlantic cod (*Gadus morhua*) in the southern Gulf of St. Lawrence. *Can. J. Fish. Aquat. Sci.*, 50: 725-733.
- SWAIN, D.P., G.A. NIELSEN, A.F. SINCLAIR y G.A. CHOUINARD 1994. Changes in catchability of Atlantic cod (*Gadus morhua*) to an otter-trawl fishery and research survey in the southern Gulf of St Lawrence. *Can. J. Fish. Aquat. Sci.*, 51: 493-504

- 
- SWAIN, D.P., G.A. POIRER y A.F. SINCLAIR. 2000. Effect of water temperature on catchability of Atlantic cod (*Gadus morhua*) to the bottom-trawl survey in the southern Gulf of St Lawrence. ICES J. Mar. Sci., 57: 56-68.
- THOMPSON, S.K. 2002. *Sampling*. 2ª ed. New York. Wiley.
- THOMPSON, G. y P. M. MACE. 1997. The evolution of precautionary approaches to fisheries management, with focus on the United States. NAFO SCR Doc.97/26.
- THÓRARINSSON, K. y G. JÓHANNESSEN 1997. Correcting for variation in catchability: maturity-related catchability variation in Iceland cod. ICES J. Mar. Sci., 54: 787-796
- ULLTANG, O y G. BLOM (Eds). 2003. *Fish stock assessment and predictions: integrating relevant knowledge*. Sci. Mar., 67 (Suppl. 1), 374 pp.
- ULLTANG, O. 1977. Sources of errors in and limitations of Virtual Populations Analysis (Cohort Analysis). J. Cons. Int. Explor. Mer, 37(3): 249-260.
- ULLTANG, O. 2003. Fish stocks assessment and predictions: integrating relevant knowledge. An overview. Sci. Mar., 67 (Suppl. 1): 5-12
- UN. 1992. *Report of the United Nations Conference on Environmental and Development*. General Assembly A-CONF\_151-26 (Vol\_ I). Documento electrónico: <http://www.un.org/documents/ga/conf151/aconf15126-1.htm>
- UN. 1995. *Agreement on the implementation of the provisions of the United Nations Convention on the Law of the Sea relating to the conservation and management of straddling fish stocks and highly migratory fish stocks*. United Nations conference on Straddling fish stocks and Highly migratory fish stocks. 6ª session. New York. A/CONF. 164/37. Documento Electrónico: [www.oceanlaw.net/texts/summaries/unfsa.htm](http://www.oceanlaw.net/texts/summaries/unfsa.htm).
- VÁZQUEZ, A. 1983. *Estudio bio-matemático de ecosistemas pesqueros*. Tesis doctoral
- VÁZQUEZ, A. 1991. Flemish Cap cod stock analysis. NAFO SCR Doc., 91/95.
- VÁZQUEZ, A. 2002. Results from bottom trawl survey on Flemish Cap of July 2001. NAFO SCR Doc. 02/12.
- VÁZQUEZ, A., A. M. AVILA de MELO E. de CÁRDENAS y R. ALPOIN. 1995. An assessment of the cod stocks in NAFO Division 3M. NAFO SCR Doc., 95/97.
- VÁZQUEZ, A. y S. CERVINO. 2001. A review of the status of the cod stock in NAFO Division 3M. NAFO SCR Doc. 01/60. 13 pp.
- VÁZQUEZ, A. y S. CERVINO. 2002. An assessment of the cod stock in NAFO Division 3M. NAFO SCR Doc. 02/58. 15 pp.

- VÁZQUEZ, A., A. M. AVILA DE MELO, R. ALPOIN E. y E. DE CÁRDENAS. 1996. An assessment of the cod stocks in NAFO Division 3M. NAFO SCR Doc., 96/81.
- VÁZQUEZ, A. y L. MOTOS. 1997. An assessment of the cod stocks in NAFO Division 3M. NAFO SCR Doc., 98/52.
- VÁZQUEZ, A., L. MOTOS y J-C. MAHÉ. 1997. An assessment of the cod stocks in NAFO Division 3M. NAFO SCR Doc., 99/56.
- WALSH, S.J. 1991. The effect of tow duration on gear selectivity. NAFO SRC Doc. 84. 9 pp.
- WALSH, S.J. 1996. Efficiency of bottom sampling trawls in deriving survey abundance indices. NAFO Sci. Coun. Studies, 28: 9-24.
- WALTERS, C. y A. PUNT. 1994. Placing odds on sustainable catch using Virtual Population Analysis and Survey Data. Can. J. Fish. Aquat. Sci., 51: 946-958.
- WALTERS, C. y J.J. MAGUIRE. 1996. Lessons for stock assessment from the northern cod stock collapse. Rev. Fish Biol. Fisher., 6: 125-137.
- WELLS, R. 1973. Virtual population assessment of the cod stock in ICNAF Division 3M. ICNAF Res. Doc., 73/105.
- WELLS, R. 1978. Status of the cod stock on Flemish Cap. ICNAF Res. Doc., nº 5225.
- WELLS, R. 1979. Status of the cod stock in Division 3M. ICNAF Res. Doc., 79/VI/79.
- WELLS, R. 1980. Changes in the size and age composition of the cod stock in Division 3M during the period 1959-1979. ICNAF Res. Doc., 80/II/28.
- WELLS, R., M.F. BORGES y A. VÁZQUEZ. 1984. Status of the cod stock in division 3M. NAFO SCR. Doc., 84/VI/94.



---

## **7 Apéndice**

---



---

## **Apéndice I**

***Resultados estadísticos de los índices de abundancia por  
edad del bacalao de Flemish Cap***

---





## Apéndice I

Resultados estadísticos de la estimación *bootstrap* de la incertidumbre en los índices de abundancia por edad del bacalao de Flemish Cap estimada por el método del área barrida y teniendo en cuenta los tres procesos de muestreo: pescas, tallas y edades.

La abundancia (tercera columna) expresa el estimador determinista de la abundancia de la campaña, el resto de los datos corresponden a los estadísticos obtenidos de la distribución *bootstrap*: media, error estándar, percentiles, coeficiente de variación (CVB), sesgo y rango del 90% de la distribución.

Año	Edad	Abundancia	Media Bootstrap	Error Estandar	P (0.025)	P (0.25)	P (0.75)	P (0.975)	CVB	Sesgo (%)	Rango 90
1988	1	4643795	4708293	1432079	2313548	3672072	5619955	7617249	0.31	1.4%	4762275
	2	72081766	72547191	11261567	52496958	64643600	79968450	96524122	0.16	0.6%	36097292
	3	39818681	39538329	5365707	29267649	35880059	43260373	50311424	0.13	-0.7%	17696419
	4	10584638	10526099	2143343	6820871	8988308	11910068	15062950	0.20	-0.6%	6995630
	5	1170592	1171400	362502	573783	896906	1394749	1977554	0.31	0.1%	1179791
	6	176537	177764	57914	83356	137376	211890	301777	0.33	0.7%	184846
	7	224484	221187	69583	103256	171963	261724	372789	0.31	-1.5%	234502
	8	64516	63581	34211	10905	37949	84574	140513	0.53	-1.4%	111001
1989	1	20803234	20851674	3053431	15115521	18651098	22766191	27155400	0.15	0.2%	9863695
	2	11027553	11080861	1793508	8002776	9752135	12267444	14842213	0.16	0.5%	5856970
	3	84279784	84283476	11447787	63391480	76339911	91440403	108313465	0.14	0.0%	37091374
	4	49149167	49113728	5485892	39353877	44993458	52712964	60443984	0.11	-0.1%	17570842
	5	18570836	18502257	2610484	14107270	16589183	20109064	24032489	0.14	-0.4%	8377566
	6	1269630	1265420	239729	846541	1097347	1407970	1780067	0.19	-0.3%	782082
	7	157153	154811	49268	71214	118655	185984	258249	0.31	-1.5%	155835
	8	140356	139783	68339	26759	87419	183695	290377	0.49	-0.4%	219793
	9	7770	7999	9289	0	0	11840	34547	1.20	2.9%	25549
	10	6143	6237	8325	0	0	12033	26839	1.36	1.5%	24041
1990	1	2492493	2505686	536266	1581962	2118398	2854961	3649601	0.22	0.5%	1729877
	2	11937121	11980466	1523917	9174681	10912147	12967266	15122435	0.13	0.4%	4927425
	3	4755455	4772151	661502	3536159	4326534	5208874	6171794	0.14	0.4%	2197261
	4	15469092	15476599	2396462	10973040	13788397	17054473	20259176	0.15	0.0%	7906559
	5	14659768	14650229	2156851	10757770	13074529	16097921	19097542	0.15	-0.1%	6974053
	6	4297835	4293382	625776	3187461	3836114	4708675	5612349	0.15	-0.1%	2044275
	7	349687	348720	90156	199790	284077	406234	546645	0.26	-0.3%	287763
	8	159125	159030	65206	62573	110590	196490	306090	0.41	-0.1%	209432
	9	87962	88205	45031	23136	54152	115262	190714	0.51	0.3%	142403
	10	29072	29158	21275	1353	14201	39863	86435	0.73	0.3%	65118

Año	Edad	Abundancia	Media Bootstrap	Error Estandar	P (0.025)	P (0.25)	P (0.75)	P (0.975)	CVB	Sesgo (%)	Rango 90
1991	1	137814327	138072822	45078869	63306067	103518538	168007939	243119852	0.33	0.2%	150860929
	2	25599926	25573958	4706519	16962028	22183461	28852606	35361256	0.18	-0.1%	15371309
	3	15381471	15317192	3284993	9927615	12860053	17414306	22465610	0.21	-0.4%	10957524
	4	1928084	1932804	361169	1301286	1662528	2170174	2681108	0.19	0.2%	1175633
	5	6282889	6295017	1537621	3797403	5064888	7233592	9632387	0.24	0.2%	5006120
	6	1674060	1666770	384880	1065810	1379865	1922575	2511665	0.23	-0.4%	1249132
	7	295683	291154	66625	170998	245652	333005	431631	0.23	-1.5%	213785
	8	70929	69540	29984	21188	48458	87158	139637	0.42	-2.0%	97576
	9	35173	34805	19544	0	20414	46374	80151	0.56	-1.0%	64347
	10	6825	6661	8223	0	0	10249	27268	1.21	-2.4%	21977
	11	13408	13901	13035	0	3674	20537	46812	0.97	3.7%	38252
1992	1	71190315	71619946	14663961	44598250	61428688	80923189	102952117	0.21	0.6%	47705750
	2	37060414	37327303	9742967	19027044	30492287	43765904	57541760	0.26	0.7%	31631303
	3	4748080	4806624	1586518	2088318	3617245	5807537	8219139	0.33	1.2%	5126899
	4	2032756	2008359	849424	796079	1265594	2560478	3897019	0.42	-1.2%	2755488
	5	332324	329035	172921	97498	186340	431490	747043	0.52	-1.0%	533180
	6	1255095	1241131	453906	568368	865208	1510695	2307220	0.36	-1.1%	1467307
	7	222254	220095	81166	97997	159717	267846	419846	0.37	-1.0%	262802
	8	11867	11833	12148	0	2239	17856	40943	1.02	-0.3%	36217
	9	0	0	0	0	0	0	0	0.00	0.0%	0
	10	0	0	0	0	0	0	0	0.00	0.0%	0
	11	6927	7050	9290	0	0	13795	28811	1.34	1.8%	27911
1993	1	4363741	4425407	2096962	1338581	2466488	6045086	8956087	0.48	1.4%	6783823
	2	132236916	133593924	54717110	39364448	95163630	167835919	251414122	0.41	1.0%	184000358
	3	28402879	28426859	6747235	16082187	23891271	32575625	42533916	0.24	0.1%	22781010
	4	1009924	1009572	316066	508122	783859	1203906	1749264	0.31	0.0%	1010563
	5	1269207	1277456	506849	512382	884423	1603187	2407961	0.40	0.6%	1651649
	6	168118	170266	79897	54299	112824	209341	361845	0.48	1.3%	253869
	7	491165	490770	137023	262506	390351	577764	795951	0.28	-0.1%	443449
	8	99975	100235	35493	39736	75210	121571	180614	0.35	0.3%	119706
1994	1	3146662	3142551	643159	1956831	2678887	3562810	4502818	0.20	-0.1%	2102066
	2	3835296	3820672	1555522	1527743	2458739	4947349	7248704	0.41	-0.4%	5086808
	3	24599176	24476459	7274843	11464106	19230119	29409474	40154136	0.30	-0.5%	23818564
	4	4561952	4543809	1287236	2340151	3602606	5339141	7270185	0.28	-0.4%	4211313
	5	119820	118297	45162	44752	87122	144364	222595	0.38	-1.3%	145897
	6	65799	65832	29957	18012	44169	82622	135165	0.46	0.0%	94705
	7	6721	6727	7965	0	0	10032	27523	1.18	0.1%	22467
	8	117619	116452	40476	48417	87233	141225	205948	0.34	-1.0%	133471
	9	0	0	0	0	0	0	0	0.00	0.0%	0
	10	6648	6542	9177	0	0	13147	32960	1.38	-1.6%	26520
1995	1	1546368	1545462	369659	881210	1283323	1792957	2319070	0.24	-0.1%	1212129
	2	11364684	11199628	5043074	3853722	7083767	14417769	22656133	0.44	-1.5%	16143747
	3	1237865	1226526	289876	720800	1023402	1415082	1851522	0.23	-0.9%	945884
	4	3595478	3577646	761061	2253191	3026040	4069268	5200765	0.21	-0.5%	2483242
	5	884979	885441	210745	509155	743303	1020771	1336300	0.24	0.1%	703280
	6	33095	33208	17302	5607	20727	43614	72287	0.52	0.3%	57164
	7	24647	24713	15914	0	12908	34119	60614	0.65	0.3%	51309
	8	0	0	0	0	0	0	0	0.00	0.0%	0
	9	23411	23442	15824	0	12633	31870	63223	0.68	0.1%	49762
	10	6659	6729	8252	0	0	13162	26372	1.24	1.1%	25886

1996	1	38750	38665	20462	6223	25073	51199	84391	0.53	-0.2%	68987
	2	2964419	2963272	386859	2226521	2689405	3226674	3744159	0.13	0.0%	1279361
	3	6130610	6121513	1283294	3786401	5203819	6952847	8819559	0.21	-0.1%	4235953
	4	819668	818066	169968	516884	698490	921827	1189329	0.21	-0.2%	562370
	5	2246864	2248435	384825	1522833	1983037	2498641	3051583	0.17	0.1%	1273299
	6	187408	187504	47565	103209	154308	217259	291749	0.25	0.1%	154113
	7	8399	8371	9221	0	0	16164	31270	1.10	-0.3%	24340
	8	6232	6061	8423	0	0	12316	30675	1.35	-2.7%	24632
1997	1	39381	39479	22973	0	20151	52981	92280	0.58	0.2%	73610
	2	139299	139340	51556	50145	101980	170832	252242	0.37	0.0%	170458
	3	3145538	3151839	791302	1938969	2535654	3634595	4941732	0.25	0.2%	2565689
	4	4360145	4375854	823564	3046779	3774692	4884314	6232842	0.19	0.4%	2701452
	5	357895	359274	73640	232482	306612	404878	521852	0.21	0.4%	244591
	6	901809	903540	124943	670355	817151	984270	1159041	0.14	0.2%	411824
	7	20019	20124	12277	0	11451	27335	47940	0.61	0.5%	41352
	8	0	0	0	0	0	0	0	0.00	0.0%	0
	9	0	0	0	0	0	0	0	0.00	0.0%	0
	10	0	0	0	0	0	0	0	0.00	0.0%	0
	11	0	0	0	0	0	0	0	0.00	0.0%	0
	12	6426	6236	8374	0	0	12665	26350	1.30	-3.0%	25522
1998	1	25110	24693	15165	0	12620	36362	56359	0.60	-1.7%	50402
	2	76448	76357	32455	25014	51292	95729	148453	0.42	-0.1%	102773
	3	85122	85153	27617	37968	65456	101731	146858	0.32	0.0%	90218
	4	1136840	1136823	131576	894151	1046671	1223264	1399910	0.12	0.0%	435442
	5	1449149	1450061	207764	1056965	1300890	1590572	1863083	0.14	0.1%	684087
	6	72708	72479	25225	31535	54600	87113	130281	0.35	-0.3%	80996
	7	144006	144243	43727	66113	113747	171521	238905	0.30	0.2%	141825
	8	0	0	0	0	0	0	0	0.00	0.0%	0
	9	6612	6634	8878	0	0	13099	26809	1.34	0.3%	26292
1999	1	6217	6172	7716	0	0	12103	24528	1.24	-0.7%	19339
	2	77870	77847	32630	25641	52807	97803	150743	0.42	0.0%	104600
	3	102110	102448	44840	29972	69617	130788	203515	0.44	0.3%	144663
	4	104723	104372	39359	41191	76086	127781	193855	0.38	-0.3%	125558
	5	654892	655815	126745	434357	566585	736825	928645	0.19	0.1%	418007
	6	415341	415410	68638	289609	367879	460633	558177	0.17	0.0%	226344
	7	18872	18766	12575	0	9441	25570	48696	0.67	-0.6%	42606
	8	6461	6602	8019	0	0	12826	25799	1.24	2.2%	19608
2000	1	172418	173029	42113	96229	142325	200208	261201	0.24	0.4%	136890
	2	13024	12615	13667	0	1641	19338	48527	1.05	-3.1%	38971
	3	275552	273793	132337	77598	157055	358398	567432	0.48	-0.6%	419879
	4	170273	170415	47304	87621	137287	200094	272225	0.28	0.1%	154876
	5	83647	83608	27891	38213	63197	100860	145182	0.33	0.0%	90372
	6	405046	401784	79449	254955	345403	457025	563764	0.20	-0.8%	261029
	7	160771	160070	41447	87334	130498	186246	249416	0.26	-0.4%	134355
	8	10881	10827	9967	0	2265	16362	34720	0.92	-0.5%	30119
	9	17312	17669	12841	0	6728	25733	46780	0.74	2.1%	40872
	10	0	0	0	0	0	0	0	0.00	0.0%	0
	11	0	0	0	0	0	0	0	0.00	0.0%	0
	12	6470	6415	8653	0	0	9832	32181	1.34	-0.8%	25268
	13	0	0	0	0	0	0	0	0.00	0.0%	0
	14	6470	6426	8641	0	0	9836	31480	1.34	-0.7%	25348

---

<b>Año</b>	<b>Edad</b>	<b>Abundancia</b>	<b>Media Bootstrap</b>	<b>Error Estandar</b>	<b>P (0.025)</b>	<b>P (0.25)</b>	<b>P (0.75)</b>	<b>P (0.975)</b>	<b>CVB</b>	<b>Sesgo (%)</b>	<b>Rango 90</b>
<b>2001</b>	<b>1</b>	451774	453564	135287	212492	354893	541612	743146	0.30	0.4%	448989
	<b>2</b>	1651320	1649315	181192	1300949	1523921	1770684	2010899	0.11	-0.1%	595427
	<b>3</b>	6467	6419	8195	0	0	12926	25928	1.27	-0.7%	19483
	<b>4</b>	108498	108157	40125	41262	78967	133271	195453	0.37	-0.3%	131976
	<b>5</b>	69648	69766	26782	26231	50388	86000	128040	0.38	0.2%	86230
	<b>6</b>	4410	4299	5008	0	0	6483	17531	1.14	-2.5%	14485
	<b>7</b>	147964	149240	43172	74347	118345	176596	244173	0.29	0.9%	141426
	<b>8</b>	86239	86787	28953	38008	65917	104381	150868	0.34	0.6%	94508
	<b>9</b>	11559	11936	10761	0	4223	17173	39644	0.93	3.3%	32719
	<b>10</b>	6504	6489	8641	0	0	9094	30383	1.33	-0.2%	23749
	<b>11</b>	6669	6668	7665	0	0	13333	26729	1.15	0.0%	20083

---

---

## **Apéndice II**

*Datos de la población artificial usados para la simulación  
Monte Carlo*



## Apendice II

Experimentos de simulación; datos y parámetros de ajuste del XSA aplicados en los tres experimentos realizados en el capítulo 2.

**Experimento 1.-** efecto del aumento en el error de los índices de abundancia

**Experimento 2.-** efecto del cambio de capturabilidad durante la serie de campañas

**Experimento 3.-** efecto de la época en la que se realiza la campaña

Los 3 experimentos comparten la misma población y las mismas capturas; pero se diferencian en el valor esperado de los índices de abundancia utilizados y en los parámetros de calibración del XSA. Todos los datos empleados en estos experimentos se muestran a continuación.

### *Abundancia de la población artificial simulada*

	1980	1981	1982	1983	1984	1985	1986	1987	1988	1989	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000
1	120740136785717222072749	1554032388054	17161118072828011370335	37278551611803251112	166347	17163	2438483260037224301340659175733	172755													
2	100745	95932129227513683557802	123473130832213635114359522256055883	29619061280632199517	13216813636	193746259020573995	1065199139626														
3	162147	77680	739686225359105507	44568	952041237732105134110719171605	43089	2283782987433	15383810190910514	149388199718	442580	821323										
4	48150	11426354740	521248158808	74349	31407	67089216752774086	78022	120928	30364	160935469583310840871814	7409	105272	140739	311881							
5	7971	29205	69304	33202	316153	96322	45095	19049	40691710161044936	47323	73346	18417	97612342204465753	43557	4494	63851	85362				
6	559983	4161	15246	36180	17333	165046	50284	23542	9944	21242953045	23458	24705	38290	9614	50958122032634326	22739	2346	33333			
7	5639	2516171870	6851	16257	7788	74160	22594	10578	4468	95451	23835	10541	11101	17205	4320	22896998999	15424	10217	1054		
8	7328	2534	113059840	3078	7305	3499	33322	10152	4753	2008	42889	10710	4736	4988	7731	1941	10288344483	6930	4591		
9	2286	3293	1139	50801	378	1383	3282	1572	14973	4562	2136	902	19271	4812	2128	2241	3474	872	46228	19988	3114
10+	1667	1776	2278	1535	23516	10736	5445	3922	2469	7837	5571	3463	1961	9540	6449	3854	2739	2791	1646	21511	18647

### *Capturas*

	1980	1981	1982	1983	1984	1985	1986	1987	1988	1989	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000
1	32358	9859	4615	1950	41648	10400	4599	4844	7507	1885	99906	43196	6730	4458	460	6535	8737	19361	35930	4710	4630
2	5323	50685	15442	7230	3054	65236	16290	7204	7587	11759	2953	156490	67661	10541	6983	720	10236	13685	30327	56279	7377
3	20522	9831	93616	28522	13353	5641	120492	30088	13306	14013	21719	5453	289041	124972	19470	12898	1331	18907	25277	56014	103949
4	11367	26975	12923	123057	37492	17552	7415	158385	39550	17490	18420	28549	7168	379939	164273	25593	16954	1749	24853	33226	73629
5	2638	9664	22932	10986	104612	31872	14922	6303	134645	33622	14869	15659	24270	6094	322991	139651	21757	14413	1487	21128	28246
6	231275	1719	6297	14942	7158	68165	20768	9723	4107	87734	21908	9688	10203	15814	3971	210459	90995	14177	9391	969	13767
7	2329	103918	772	2829	6714	3217	30628	9331	4369	1845	39421	9844	4353	4585	7106	1784	94565	40887	6370	4220	435
8	3026	1047	46694	347	1271	3017	1445	13762	4193	1963	829	17713	4423	1956	2060	3193	802	42491	18372	2862	1896
9	944	1360	470	20981	156	571	1356	649	6184	1884	882	373	7959	1987	879	926	1435	360	19092	8255	1286
10+	689	734	941	634	9712	4434	2249	1620	1020	3237	2301	1430	810	3940	2663	1592	1131	1153	680	8884	7701



### Índice de abundancia (utilizado en *Experimento 1 y 3*)

	1980	1981	1982	1983	1984	1985	1986	1987	1988	1989	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000
<b>1</b>	362220	110357	51666	21825	466210	1164165	1483	54219	84034	21100	1118356	483541	75334	49904	5149	73155	97801	216729	402198	52720	51827
<b>2</b>	50373	479661	146137	68417	28901	617365	154161	68176	71797	111280	27942	148095	3640316	99759	66084	6818	96873	129510	286997	532599	69813
<b>3</b>	121610	58260	554765	169019	79130	33426	714031	178299	78850	83039	128704	32317	171283	7740575	115378	76431	7886	112041	149788	331935	615992
<b>4</b>	48150	114263	54740	521248	158808	74349	31407	670892	167527	74086	78022	120928	30364	160935	4695833	108408	71814	7409	105272	140739	311881
<b>5</b>	7971	29205	69304	33202	316153	96322	45095	19049	406917	101610	44936	47323	73346	18417	976123	422044	65753	43557	4494	63851	85362
<b>6</b>	559983	4161	15246	36180	17333	165046	50284	23542	9944	212429	53045	23458	24705	38290	9614	509581	220326	34326	22739	2346	33333
<b>7</b>	5639	251617	1870	6851	16257	7788	74160	22594	10578	4468	95451	23835	10541	11101	17205	4320	228969	98999	15424	10217	1054
<b>8</b>	7328	2534	113059	840	3078	7305	3499	33322	10152	4753	2008	42889	10710	4736	4988	7731	1941	102883	44483	6930	4591
<b>9</b>	2286	3293	1139	50801	378	1383	3282	1572	14973	4562	2136	902	19271	4812	2128	2241	3474	872	46228	19988	3114

### Índice con aumento de capturabilidad ( $q^*1,2$ ) en 1990 (*Experimento 2*)

	1980	1981	1982	1983	1984	1985	1986	1987	1988	1989	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000
<b>1</b>	362220	110357	51666	21825	466210	1164165	1483	54219	84034	21100	1118356	580249	90400	59885	6179	87785	117361	260075	482637	63264	62192
<b>2</b>	50373	479661	146137	68417	28901	617365	154161	68176	71797	111280	27942	177714	4768379	119710	79301	8182	116247	155412	344397	639119	83776
<b>3</b>	121610	58260	554765	169019	79130	33426	714031	178299	78850	83039	128704	38780	205540	4888690	138454	91718	9463	134449	179746	398322	739191
<b>4</b>	48150	114263	54740	521248	158808	74349	31407	670892	167527	74086	78022	145114	36437	193122	5834999	130089	86177	8891	126326	168886	374257
<b>5</b>	7971	29205	69304	33202	316153	96322	45095	19049	406917	101610	44936	56788	88016	22100	117134	7506453	78903	52269	5393	76621	102435
<b>6</b>	559983	4161	15246	36180	17333	165046	50284	23542	9944	212429	53045	28150	29646	45948	11537	61149	726439	141191	27287	2815	40000
<b>7</b>	5639	251617	1870	6851	16257	7788	74160	22594	10578	4468	95451	28602	12649	13321	20646	5184	274763	118799	18508	12261	1265
<b>8</b>	7328	2534	113059	840	3078	7305	3499	33322	10152	4753	2008	51466	8568	5683	5985	9277	2329	123459	53380	8316	5509
<b>9</b>	2286	3293	1139	50801	378	1383	3282	1572	14973	4562	2136	1083	23125	5775	2554	2689	4168	1047	55474	23985	3737

### Índice con disminución de capturabilidad ( $q^*0,8$ ) en 1990 (*Experimento 2*)

	1980	1981	1982	1983	1984	1985	1986	1987	1988	1989	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000
<b>1</b>	362220	110357	51666	21825	466210	1164165	1483	54219	84034	21100	1118356	386833	60267	39923	4119	58524	78241	173383	332175	842176	41461
<b>2</b>	50373	479661	146137	68417	28901	617365	154161	68176	71797	111280	27942	118476	2512253	79807	52867	5455	77498	103608	229598	426080	55850
<b>3</b>	121610	58260	554765	169019	79130	33426	714031	178299	78850	83039	128704	25853	137026	9592460	92303	61145	6309	89633	119831	126554	8492794
<b>4</b>	48150	114263	54740	521248	158808	74349	31407	670892	167527	74086	78022	96742	24291	128748	3556666	86726	57451	5927	84218	112591	1249504
<b>5</b>	7971	29205	69304	33202	316153	96322	45095	19049	406917	101610	44936	37858	58677	14733	780898	337635	52602	34846	3595	51081	68290
<b>6</b>	559983	4161	15246	36180	17333	165046	50284	23542	9944	212429	53045	18767	19764	30632	7692	407665	176261	27461	18191	1877	26666
<b>7</b>	5639	251617	1870	6851	16257	7788	74160	22594	10578	4468	95451	19068	8432	8880	13764	3456	183176	79199	12339	8174	843
<b>8</b>	7328	2534	113059	840	3078	7305	3499	33322	10152	4753	2008	34311	8568	3789	3990	6185	1553	82306	35586	5544	3673
<b>9</b>	2286	3293	1139	50801	378	1383	3282	1572	14973	4562	2136	722	15417	3850	1702	1793	2779	698	36982	15990	2491

*Índice en  $t=0,5$  (Experimento 3)*

	1980	1981	1982	1983	1984	1985	1986	1987	1988	1989	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000
1	322871	98369	46053	19454	415564	10376945891	48329	74905	18808	996865431012	67150	44483	4590	65207	87176	19318535850546993	46196				
2	44232	421188	12832360077	25378	542106135368	59865	63045	97714	24535	1300418562259	87598	58028	5987	85064	11372225201146767361303						
3	102086	48907	465701141884	66426	28060	599398	149674	66191	69708	10804127128	1437853621681	96855	64161	6620	94054	125741278645517099					
4	37500	88988	42632	405948	123680	57903	24459	522491	130470	57699	60764	94179	23648	1253366541915	84428	55929	5770	81986	109607242893		
5	5760	21101	50074	23989	228429	69595	32582	13763	294008	73416	32467	34192	52995	13307	705275	304938	47508	31471	3247	46134	61677
6	375368	2790	10220	24252	11618	11063433707	15780	6666	14239535557	15725	16560	25667	6445	341582	14768923009	15242	1573	22344			
7	3780	168664	1253	4592	10897	5221	49711	15145	7091	2995	63982	15977	7066	7441	11533	2896	15348366361	10339	6849	707	
8	4912	1699	75785	563	2063	4896	2346	22337	6805	3186	1346	28749	7179	3175	3343	5182	1301	68964	29818	4646	3077
9	1533	2207	763	34053	253	927	2200	1054	10036	3058	1432	605	12918	3226	1427	1502	2328	585	30988	13398	2087

*Índice en  $t=1$  (Experimento 3)*

	1980	1981	1982	1983	1984	1985	1986	1987	1988	1989	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000
1	287796	87682	41050	17340	370419	92497	40905	43078	66768	16765	888572384190	59855	39651	4091	58124	77706	17219831956041888	41178			
2	38840	369843	11268052753	22284	476021118866	52567	55359	85802	21544	1141891493717	76919	50954	5257	74694	99859	22129041066253829					
3	85697	41055	390936119106	55762	23555	503169	125645	55565	58517	90696	22773	1207016521874	81306	53860	5557	78954	105554233910434083				
4	29205	69304	33202	316153	96322	45095	19049	406917	101610	44936	47323	73346	18417	976123	422044	65753	43557	4494	63851	85362	189165
5	4161	15246	36180	17333	165046	50284	23542	9944	212429	53045	23458	24705	38290	9614	509581	220326	34326	22739	2346	33333	44563
6	251617	1870	6851	16257	7788	74160	22594	10578	4468	95451	23835	10541	11101	17205	4320	228969	98999	15424	10217	1054	14977
7	2534	113059	840	3078	7305	3499	33322	10152	4753	2008	42889	10710	4736	4988	7731	1941	10288344483	6930	4591	474	
8	3293	1139	50801	378	1383	3282	1572	14973	4562	2136	902	19271	4812	2128	2241	3474	872	46228	19988	3114	2063
9	1027	1479	512	22826	170	621	1475	707	6728	2050	960	405	8659	2162	956	1007	1561	392	20772	8981	1399

*Parámetros de configuración del XSA en los 3 experimentos*

**Mortalidad natural (M)  $\rightarrow$  0,2;** para todos los años y edades

Parámetros XSA	Experimento 1 y 3	Experimento 2a	Experimento 2b
Edad q dependiente de la abundancia	0	0	0
Edad q constante	6	6	6
SE F Shrinkage	1	1	1
F Shrinkage	0/1	1	1
N Shrinkage	0	0	0
Rango de series temporales	20	20	10
Exponente de series temporales	0	3	0
Años F Shrinkage	5	5	5
Edades F Shrinkage	3	3	3
Umbral Minimo SE	0.2	0.2	0.2
Número Maximo de Iteraciones	100	100	100
Tolerancia	1.00E-20	1.00E-20	1.00E-20
Grupo +	10	10	10
Cohort/VPA	1	1	1



---

## **Apéndice III**

***Especificaciones del XSA y datos usados para el bacalao  
de Flemish Cap***

---



---

### Apéndice III

Especificaciones del XSA y datos necesarios para el ajuste del modelo aplicado al bacalao de Flemish Cap (Índices de abundancia, capturas y mortalidad natural), así como los datos necesarios para la estimación de la biomasa frezante (peso en el stock y madurez).

Parámetros XSA	
Edad q dependiente de la abundancia	1
Edad q constante	4
SE F <i>Shrinkage</i>	1
F <i>Shrinkage</i>	1
N <i>Shrinkage</i>	0
Rango de series temporales	20
Exponente de series temporales	0
Años F <i>Shrinkage</i>	0
Edades F <i>Shrinkage</i>	3
Umbral Mínimo SE	0.5
Número Máximo de Iteraciones	100
Grupo +	8

#### Índices de abundancia (miles de individuos)

Edad	1988	1989	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001
1	4644	20803	2492	137814	71190	4364	3147	1546	39	39	25	6	172	452
2	72082	11028	11937	25600	37060	132237	3835	11365	2964	139	76	78	13	1651
3	39819	84280	4755	15381	4748	28403	24599	1238	6131	3146	85	102	276	6
4	10585	49149	15469	1928	2033	1010	4562	3595	820	4360	1137	105	170	108
5	1171	18571	14660	6283	332	1269	120	885	2247	358	1449	655	84	70
6	177	1270	4298	1674	1255	168	66	33	187	902	73	415	405	4
7	224	157	350	296	222	491	7	25	8	20	144	19	161	148

### Capturas (miles de individuos)

Edad	1972	1973	1974	1975	1976	1977	1978	1979	1980	1981	1982	1983	1984	1985	1986
1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
2	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	2549
3	278	2035	5999	7090	17564	119	428	167	551	1732	21	2818	9	19	2266
4	19303	116	11130	2436	10653	17581	3092	2616	500	6768	3040	713	2229	5499	4251
5	12372	11709	2232	1241	386	8502	18077	5599	1423	161	1926	765	966	3549	2943
6	6555	3470	1894	238	100	436	3615	5882	1051	326	310	657	59	1232	1061
7	3083	853	271	281	63	267	329	316	1318	189	97	94	90	931	169
8	3177	1085	257	258	5	318	270	137	96	539	357	131	146	218	162

	1987	1988	1989	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001
1	814	1	0	7	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
2	1848	3500	52	254	561	15517	2657	1219	0	81	0	0	0	10	14
3	3102	25593	15399	2180	5196	10180	14530	25400	264	714	810	8	15	54	0
4	1915	11161	23233	15740	1960	4865	3547	8273	6553	311	762	170	15	1	6
5	1259	1399	9373	10824	3151	3399	931	386	2750	1072	143	286	96	1	2
6	846	414	943	2286	1688	2483	284	185	651	88	286	30	60	4	0
7	313	315	220	378	368	1106	426	14	135	1	48	19	3	1	2
8	112	162	205	117	76	472	213	182	232	0	0	2	1	0	2

**Mortalidad natural** (para todos los años y todas las edades): 0,2 año<sup>-1</sup>

### Peso en el Stock (kg)

Edad	1972	1973	1974	1975	1976	1977	1978	1979	1980	1981	1982	1983	1984	1985	1986
1	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
2	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.17
3	0.81	0.63	0.66	0.70	0.67	0.31	0.37	0.79	0.86	0.62	0.76	1.33	1.00	0.28	0.41
4	0.72	0.31	0.81	1.64	1.29	0.85	0.60	1.07	1.14	1.25	1.34	1.14	0.46	0.85	0.78
5	0.98	1.30	1.77	1.80	4.19	1.40	1.10	1.48	1.75	1.88	2.45	2.24	1.87	1.61	1.63
6	1.50	0.99	2.83	2.66	5.09	3.43	1.58	2.45	2.47	2.68	2.87	3.53	3.70	2.82	2.84
7	1.93	0.83	3.98	3.77	5.92	5.16	2.66	4.35	3.17	3.19	4.68	4.76	3.66	4.52	4.32
8	1.82	3.34	5.92	4.23	7.56	7.02	5.50	3.86	4.89	4.65	5.79	8.80	6.51	6.12	5.59

	1987	1988	1989	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001
1	0.09	0.03	0.04	0.04	0.05	0.05	0.04	0.06	0.05	0.04	0.08	0.07	0.10	0.10	0.08
2	0.13	0.10	0.24	0.17	0.17	0.25	0.22	0.21	0.24	0.25	0.32	0.36	0.37	0.58	0.48
3	0.33	0.31	0.54	0.34	0.50	0.49	0.66	0.59	0.47	0.53	0.64	0.75	0.92	0.96	1.25
4	1.04	0.68	1.04	0.85	0.86	1.38	1.21	1.32	0.96	0.80	1.00	1.19	1.30	1.61	1.70
5	1.89	1.97	1.60	1.50	1.61	1.70	2.27	2.26	1.85	1.32	1.31	1.66	1.85	1.91	2.56
6	2.99	3.59	2.51	2.43	2.61	2.63	2.37	4.03	3.16	2.27	2.10	1.99	2.44	2.83	3.42
7	4.44	5.77	4.27	4.08	4.26	3.13	3.45	4.03	5.56	4.00	2.00	3.10	3.51	3.47	3.91
8	6.63	6.93	6.93	5.64	7.69	6.69	5.89	6.72	8.48	5.03	9.57	7.40	4.89	5.28	5.22

---

**Madurez (proporción)**

<b>Edad</b>	<b>1972</b>	<b>1973</b>	<b>1974</b>	<b>1975</b>	<b>1976</b>	<b>1977</b>	<b>1978</b>	<b>1979</b>	<b>1980</b>	<b>1981</b>	<b>1982</b>	<b>1983</b>	<b>1984</b>	<b>1985</b>	<b>1986</b>
<b>1</b>	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
<b>2</b>	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
<b>3</b>	0	0	0	0	0	0	0.01	0	0	0	0	0	0	0	0.04
<b>4</b>	0	0	0	0	0	0	0.09	0.02	0	0.06	0.04	0.07	0.04	0.03	0.18
<b>5</b>	0.5	0.5	0.5	0.5	0.5	0.5	0.47	0.15	0.06	0.52	0.78	0.71	0.71	0.74	0.63
<b>6</b>	1	1	1	1	1	1	0.88	0.68	0.68	0.95	1	0.99	0.99	1	0.75
<b>7</b>	1	1	1	1	1	1	0.98	0.96	0.98	1	1	1	1	1	0.85
<b>8</b>	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1

	<b>1987</b>	<b>1988</b>	<b>1989</b>	<b>1990</b>	<b>1991</b>	<b>1992</b>	<b>1993</b>	<b>1994</b>	<b>1995</b>	<b>1996</b>	<b>1997</b>	<b>1998</b>	<b>1999</b>	<b>2000</b>	<b>2001</b>
<b>1</b>	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
<b>2</b>	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
<b>3</b>	0.04	0.04	0.04	0.07	0	0	0.02	0.02	0	0.02	0.08	0.33	0.33	0.33	0.33
<b>4</b>	0.18	0.18	0.18	0.34	0.23	0.23	0.16	0.57	0.77	0.56	0.69	0.87	0.87	0.87	0.87
<b>5</b>	0.63	0.63	0.63	0.52	0.78	0.79	0.73	0.97	1	1	0.91	1	1	1	1
<b>6</b>	0.75	0.75	0.75	0.5	0.91	0.86	1	1	1	1	0.96	1	1	1	1
<b>7</b>	0.85	0.85	0.85	0.71	0.84	0.74	0.95	1	1	1	1	1	1	1	1
<b>8</b>	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1





---

## **Apéndice IV**

### ***Resultados del XSA aplicado al bacalao de Flemish Cap***

---



## Apéndice IV

Resultados del XSA para el bacalao de Flemish Cap: abundancia (N), tasa de mortalidad por pesca (F) y resultados globales anuales (biomasa total, biomasa frezante, reclutamiento y F media)

N	1972	1973	1974	1975	1976	1977	1978	1979	1980	1981	1982	1983	1984	1985	1986	
1	18616	65658	132990	24312	10991	3562	22453	16186	8476	23266	23190	14009	15704	63170	126221	
2	24960	15242	53756	108883	19905	8999	2916	18383	13252	6940	19048	18986	11469	12858	51719	
3	5117	20436	12479	44012	89146	16297	7368	2388	15051	10850	5682	15595	15545	9390	10527	
4	40560	3938	14896	4864	29650	57185	13235	5646	1804	11825	7323	4633	10232	12719	7671	
5	18455	15979	3120	2398	1810	14731	31045	8057	2287	1028	3664	3277	3151	6373	5498	
6	8612	4163	2764	585	857	1135	4503	9352	1650	610	697	1284	1995	1713	2060	
7	4691	1286	378	588	266	612	539	519	2441	419	209	294	466	1580	316	
8	4834	1636	358	540	21	729	442	225	178	1195	769	409	756	370	303	
	1987	1988	1989	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002
1	78738	16538	21674	27016	67722	60947	3148	3821	3748	145	144	206	22	1110	1240	
2	103341	63730	13539	17745	22113	55445	49899	2577	3128	3069	119	118	169	18	909	1015
3	40043	82940	49019	11038	14299	17598	31462	38456	1022	2561	2439	97	97	138	6	732
4	6581	29987	44944	26320	7076	7052	5359	12784	9000	599	1456	1271	72	66	65	5
5	2498	3669	14556	16093	7571	4033	1475	1248	3138	1591	214	513	887	46	53	48
6	1881	923	1752	3612	3600	3380	337	382	675	181	355	48	166	640	37	41
7	741	784	385	594	931	1441	580	28	148	2	69	40	13	82	520	30
8	265	403	359	184	192	615	290	362	254	0	0	4	4	0	520	424

F	1972	1973	1974	1975	1976	1977	1978	1979	1980	1981	1982	1983	1984	1985	1986
1	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
2	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.06
3	0.06	0.12	0.74	0.19	0.24	0.01	0.07	0.08	0.04	0.19	0.00	0.22	0.00	0.00	0.27
4	0.73	0.03	1.63	0.79	0.50	0.41	0.30	0.70	0.36	0.97	0.60	0.19	0.27	0.64	0.92
5	1.29	1.55	1.47	0.83	0.27	0.99	1.00	1.39	1.12	0.19	0.85	0.30	0.41	0.93	0.87
6	1.70	2.20	1.35	0.59	0.14	0.55	1.96	1.14	1.17	0.87	0.66	0.81	0.03	1.49	0.82
7	1.24	1.26	1.48	0.74	0.30	0.65	1.09	1.08	0.88	0.68	0.71	0.43	0.24	1.02	0.87
	1987	1988	1989	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001
1	0.01	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
2	0.02	0.06	0.00	0.02	0.03	0.37	0.06	0.73	0.00	0.03	0.00	0.00	0.00	0.93	0.02
3	0.09	0.41	0.42	0.24	0.51	0.99	0.70	1.25	0.33	0.36	0.45	0.09	0.19	0.56	0.00
4	0.38	0.52	0.83	1.05	0.36	1.36	1.26	1.20	1.53	0.83	0.84	0.16	0.26	0.02	0.11
5	0.80	0.54	1.19	1.30	0.61	2.28	1.15	0.41	2.65	1.30	1.28	0.93	0.13	0.02	0.04
6	0.68	0.67	0.88	1.16	0.72	1.56	2.29	0.75	5.75	0.76	1.99	1.11	0.50	0.01	0.00
7	0.62	0.58	0.97	1.17	0.57	1.74	1.57	0.79	3.31	0.96	1.37	0.73	0.29	0.01	0.00

---

*Resultados globales anuales*

	1972	1973	1974	1975	1976	1977	1978	1979	1980	1981	1982	1983	1984	1985	1986
<b>Biomasa</b>	82305	45612	37154	48997	111834	86227	55894	45893	31644	31977	30541	42896	40127	37943	36740
<b>B F</b>	39819	21053	14205	8209	9887	22477	26924	20528	11452	10345	14827	15068	18285	22127	14138
<b>Reclutas</b>	18616	65658	132990	24312	10991	3562	22453	16186	8476	23266	23190	14009	15704	63170	126221
<b>F bar</b>	0.69	0.57	1.28	0.60	0.34	0.47	0.45	0.72	0.51	0.45	0.49	0.23	0.23	0.52	0.69

	1987	1988	1989	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002
<b>Biomasa</b>	56246	70825	109244	66494	47473	59653	46152	47309	20941	5142	4225	2745	2358	2262	5528	4007
<b>B F</b>	13507	18367	31279	27537	24248	22761	8297	16916	17568	2821	2240	2443	2222	2047	4854	2903
<b>Reclutas</b>	78738	16538	21674	27016	67722	60947	3148	3821	3748	145	144	206	22	1110	1240	
<b>F bar</b>	0.42	0.49	0.81	0.86	0.49	1.55	1.04	0.96	1.51	0.83	0.86	0.39	0.19	0.20	0.05	

---

## Apéndice V

Datos y parámetros usados en las simulaciones *bootstrap* de los índices de abundancia por edad del bacalao de Flemish Cap

---



## Apéndice V

Datos usados para la simulación de los índices de abundancia por edad del bacalao de Flemish Cap necesarios para los distintos procesos de remuestreo *bootstrap*: log-normal, condicional y gamma.

**Bootstrap lognormal:** error estándar calculado por métodos *bootstrap*

Error estandar	1988	1989	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001
<b>1</b>	1280	3332	559	49375	15984	2196	673	397	21	24	15	6	46	148
<b>2</b>	11412	1953	1627	5284	10519	59781	1643	5144	419	56	33	33	12	197
<b>3</b>	5825	12183	709	3711	1708	6978	7416	307	1392	860	28	46	140	7
<b>4</b>	2293	6029	2628	385	838	325	1331	835	184	894	142	41	51	42
<b>5</b>	350	2848	2408	1600	167	511	47	229	414	78	223	135	30	28
<b>6</b>	56	256	675	404	453	79	31	17	51	134	26	73	86	4
<b>7</b>	70	50	96	71	82	145	7	16	8	12	46	12	43	46

**Bootstrap Gamma:** Parámetros alfa y beta de la distribución gamma

alfa	1988	1989	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001
<b>1</b>	13.2	39.0	19.9	7.8	19.8	3.9	21.9	15.1	3.4	2.7	2.7	0.9	14.4	9.4
<b>2</b>	39.9	31.9	53.8	23.5	12.4	4.9	5.4	4.9	50.1	6.3	5.4	5.5	1.1	70.0
<b>3</b>	46.7	47.9	45.0	17.2	7.7	16.6	11.0	16.2	19.4	13.4	9.2	4.9	3.9	0.9
<b>4</b>	21.3	66.5	34.6	25.1	5.9	9.6	11.7	18.5	19.9	23.8	64.0	6.7	11.2	6.8
<b>5</b>	11.2	42.5	37.1	15.4	4.0	6.2	6.5	15.0	29.5	21.2	42.4	23.6	7.7	6.2
<b>6</b>	9.8	24.6	40.5	17.2	7.7	4.5	4.6	3.7	13.5	45.4	7.7	32.1	22.4	1.1
<b>7</b>	10.3	9.9	13.4	17.4	7.3	11.4	1.1	2.5	1.0	2.8	9.8	2.4	13.8	10.3

beta	1988	1989	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001
<b>1</b>	353	534	125	17690	3589	1105	144	102	11	15	9	7	12	48
<b>2</b>	1807	346	222	1091	2986	27026	704	2328	59	22	14	14	11	24
<b>3</b>	852	1761	106	896	614	1714	2236	76	316	235	9	21	71	7
<b>4</b>	497	740	447	77	346	105	388	194	41	183	18	16	15	16
<b>5</b>	105	437	395	407	83	205	18	59	76	17	34	28	11	11
<b>6</b>	18	52	106	97	163	37	14	9	14	20	9	13	18	4
<b>7</b>	22	16	26	17	30	43	6	10	8	7	15	8	12	14



---

**Bootstrap condicional**

Valor esperado del índice de abundancia estimada por el XSA y residuos proporcionados por el modelo (en escala logarítmica).

<b>ln I est.</b>	<b>1988</b>	<b>1989</b>	<b>1990</b>	<b>1991</b>	<b>1992</b>	<b>1993</b>	<b>1994</b>	<b>1995</b>	<b>1996</b>	<b>1997</b>	<b>1998</b>	<b>1999</b>	<b>2000</b>	<b>2001</b>
<b>1</b>	9.28	9.60	9.86	10.95	10.83	7.32	7.55	7.53	3.69	3.68	4.10	1.45	6.09	6.22
<b>2</b>	11.34	9.79	10.06	10.28	11.20	11.10	8.13	8.33	8.31	5.06	5.05	5.41	3.17	7.09
<b>3</b>	11.64	11.11	9.62	9.88	10.09	10.67	10.87	7.24	8.16	8.11	4.89	4.88	5.24	2.07
<b>4</b>	10.50	10.91	10.37	9.06	9.05	8.78	9.65	9.30	6.59	7.48	7.34	4.48	4.38	4.36
<b>5</b>	8.40	9.78	9.88	9.13	8.50	7.49	7.32	8.24	7.57	5.56	6.43	6.98	4.02	4.16
<b>6</b>	7.02	7.66	8.39	8.38	8.32	6.01	6.14	6.71	5.39	6.06	4.07	5.30	6.66	3.79
<b>7</b>	6.86	6.15	6.58	7.03	7.47	6.56	3.52	5.19	0.76	4.43	3.88	2.76	4.60	6.45

<b>Res I</b>	<b>1988</b>	<b>1989</b>	<b>1990</b>	<b>1991</b>	<b>1992</b>	<b>1993</b>	<b>1994</b>	<b>1995</b>	<b>1996</b>	<b>1997</b>	<b>1998</b>	<b>1999</b>	<b>2000</b>	<b>2001</b>
<b>1</b>	-0.73	0.45	-1.93	0.99	0.46	1.17	0.61	-0.08	0.08	0.10	-0.77	0.48	-0.83	0.00
<b>2</b>	-0.01	-0.37	-0.56	-0.01	-0.37	0.84	0.63	1.12	-0.19	-0.01	-0.60	-0.94	0.02	0.44
<b>3</b>	-0.71	0.57	-0.91	0.15	-0.97	0.08	0.04	0.17	0.87	0.30	-0.28	-0.04	0.80	-0.09
<b>4</b>	-0.84	0.46	-0.04	-1.18	-0.58	-1.06	-0.45	-0.16	0.69	1.48	-0.11	0.43	0.88	0.49
<b>5</b>	-0.93	0.82	0.54	0.06	-1.33	0.40	-2.20	0.11	0.98	1.14	1.47	-0.32	0.53	0.22
<b>6</b>	-1.37	0.08	0.73	-0.46	-0.22	0.48	-1.43	0.05	0.37	1.94	0.93	1.11	-0.54	-2.20
<b>7</b>	-1.02	-0.45	0.03	-0.92	-1.00	0.61	-1.07	-0.06	2.01	-0.57	1.61	0.45	0.60	-1.34

